

T.C.  
KIRIKKALE ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ  
İŞLETME ANABİLİM DALI

OSMAN ÇEVİK

87662

ZAMAN SERİLERİ ANALİZİNDE BOX-JENKINS  
YÖNTEMİ VE TURİZM VERİLERİ ÜZERİNE BİR  
UYGULAMA

87662

Doktora Tezi

TEZ YÖNETİCİSİ:  
PROF. DR. ÖMER İNAN

**T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU  
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**

KIRIKKALE-1999

## ÖZET

Bu çalışmada, önce istatistik tahmin ve zaman serileri analiz teknikleri hakkında kısa bilgiler verilmiş, sonra zaman serileri analizinde önemli bir yere sahip olan Box-Jenkins tahmin tekniği ayrıntılı bir şekilde incelenerek adı geçen tekniğin model belirleme aşamaları tek tek gösterilmiştir. Daha sonra da Türkiye'nin turizm sektörü incelenmiş ve 1983-1998 yılları arasında Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısı ve Türkiye'nin turizm geliri verileri Box-Jenkins yöntemi ile analiz edilmiş, uygun Box-Jenkins modelleri belirlenmiştir. En sonunda da söz konusu serilerin gelecekte alması beklenen değerleri tahmin edilmiştir.

**T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU  
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**

## ABSTRACT

This study starts with a brief description of some of the statistical estimation methods and the analysing techniques of time series. This is followed by a detailed examination of Box-Jenkins technique which is one of the most frequently used time series technique. The steps of model definition are also explained in detail at this stage.

In the next step, The Turkish tourism sector is examined and the total foreign tourist number, and their contribution to the Turkish economy is analysed by using Box-Jenkins technique. The time period for this analysis is between 1983 and 1998. The most appropriate models of the technique are then revealed.

Finally, the above mentioned time series' expected values for the future are estimated in the last chapter.

**TC YÜKSEKÖĞRETİM KURULU  
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**

## İÇİNDEKİLER

	<u>SAYFA</u>
ÖZET .....	II
ABSTRACT .....	III
ŞEKİLLER .....	VIII
TABLOLAR .....	X
GİRİŞ .....	1

### BÖLÜM I

#### İSTATİSTİK TAHMİN

1.1. İstatistik Tahmin Kavramı .....	3
1.2. Tahmin Tekniklerinin Seçilmesinde Kullanılan Kriterler .....	5
1.3. Tahmin Sürecinin Aşamaları .....	8
1.4. Gelecek Tahmininde Kullanılan Teknikler .....	10
1.4.1. Niteliksel Tahmin Teknikleri .....	11
1.4.2. Niceliksel (Sayısal) Tahmin Teknikleri .....	11
1.4.2.1. Deterministik ve Stokastik Tahmin Teknikleri .....	12
1.4.2.2. Sebep Sonuç İlişkisine Dayalı Tahmin Teknikleri .....	12
1.4.2.3. Zaman Serilerine Dayalı Tahmin Teknikleri .....	13

### BÖLÜM II

#### ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

2.1. Zaman Serilerinin Tanımı .....	15
2.2. Zaman Serilerini Etkileyen Unsurlar .....	16
2.3. Zaman Serilerinin Sınıflandırılması .....	21
2.3.1. Sürekli ve Süreksiz Zaman Serileri .....	22
2.3.2. Durağan ve Durağan Olmayan Zaman Serileri .....	22
2.3.2.1. Durağan Zaman Serileri .....	22
2.3.2.2. Durağan Olmayan Zaman Serileri .....	24
2.3.3. Mevsimsel ve Mevsimsel Olmayan Zaman Serileri .....	25
2.4. Zaman Serilerinin Analizi .....	26
2.5. Zaman Serileri Analizinde Kullanılan Tahmin Yöntemleri .....	28
2.5.1. Çok Değişkenli Zaman Serileri ile İlgili Tahmin Yöntemleri .....	29



2.5.2. Tek Değişkenli Zaman Serileri ile İlgili Tahmin Yöntemleri .....	29
2.5.2.1. Trend Analizi Yöntemi .....	30
2.5.2.2. Hareketli Ortalamalar Tahmin Yöntemi .....	32
2.5.2.3. Üssel Düzeltme Yöntemi .....	33
2.5.2.4. Uyarlayıcı Arındırma Tahmin Yöntemi .....	34
2.5.2.5. Doğrusal Arındırma Tahmin Yöntemi .....	36
2.5.2.6. Box-Jenkins Tahmin Yöntemi .....	38

### BÖLÜM III

#### BOX-JENKINS TAHMİN MODELLERİ

3.1. Box-Jenkins Modelleri .....	39
3.2. Stokastik Süreç .....	40
3.3. Genel Doğrusal Süreç .....	42
3.4. Doğrusal Durağan Stokastik Modeller .....	47
3.4.1. Otoregresif Modeller (AR) .....	48
3.4.2. Hareketli Ortalama Modelleri (MA) .....	59
3.4.3. Hareketli Ortalama ve Otoregresif Süreç Arasındaki İlişkiler .....	64
3.4.4. Otoregresif Hareketli Ortalama (Karma) Modeller (ARMA) .....	68
3.5. Durağan Olmayan Doğrusal Stokastik Modeller (ARIMA) .....	73
3.6. Mevsimsel Modeller .....	75
3.7. Box-Jenkins Yönteminin Üstün ve Zayıf Yönleri .....	80
3.7.1. Üstün Yönleri .....	80
3.7.2. Zayıf Yönleri .....	83

### BÖLÜM IV

#### BOX-JENKINS YÖNTEMİNDE MODEL BELİRLEME AŞAMALARI

4.1. Box-Jenkins Yönteminde Model Belirlemede Kullanılan Araçlar .....	85
4.1.1. Ortalama .....	85
4.1.2. Varyans .....	86
4.1.3. Otokovaryans Fonksiyonu ve Katsayıları .....	86
4.1.4. Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayıları .....	89
4.1.5. Tahmin Hatalarının Otokorelasyon Katsayıları .....	92
4.1.6. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayıları .....	93
4.1.7. Korelogram .....	97

4.2. Model Belirleme Aşamaları .....	98
4.2.1. Uygun Box-Jenkins Model Grubunun Belirlenmesi .....	99
4.2.1.1. Zaman Serisinin Durağanlığının İncelenmesi .....	99
4.2.1.2. Durağanlık Testleri .....	105
4.2.1.2.1. Non-Parametrik Testler .....	107
4.2.1.2.1.1. Dönüm Noktaları Testi .....	107
4.2.1.2.1.2. İşaret Testi .....	108
4.2.1.2.2. Parametrik Testler .....	109
4.2.1.2.2.1. Trend Testi ( $\rho=0$ ) .....	109
4.2.1.2.2.2. Von-Neumann Oranı .....	112
4.2.1.2.2.3. Otokorelasyon Fonksiyonu .....	113
4.2.1.2.2.4. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu .....	117
4.2.1.2.2.5. Rule of Thumb Prosedürü .....	119
4.2.1.2.2.6. Box-Pierce Q İstatistiği .....	121
4.2.1.3. Zaman Serisinin Mevsimselliğinin İncelenmesi .....	124
4.2.2. Geçici Uygun Modelin Belirlenmesi .....	124
4.2.2.1. Durağan Modeller Grubunda Model Belirlenmesi .....	125
4.2.2.1.1. Geçici Uygun Durağan Model Tipinin Belirlenmesi .....	125
4.2.2.1.2. Geçici Uygun Durağan Model Derecesinin Belirlenmesi .....	127
4.2.2.1.3. Geçici Uygun Durağan Modelin Parametrelerinin Belirlenmesi .....	129
4.2.2.1.3.1. Otoregresif Modellerde Parametrelerin Belirlenmesi .....	129
4.2.2.1.3.2. Hareketli Ortalama Modellerde Parametrelerin Belirlenmesi .....	131
4.2.2.2. Durağan Olmayan Modeller Grubunda Geçici Modelin Belirlenmesi .....	134
4.2.2.2.1. Geçici Model Tipinin Belirlenmesi .....	138
4.2.2.2.2. Geçici Model Derecesinin ve Parametrelerinin Belirlenmesi .....	138
4.2.3. Mevsimsel Modeller Grubunda Geçici Model Belirlenmesi .....	140
4.3. Belirlenen Geçici Modelin Nihai Parametrelerinin Tahmini .....	143
4.4. Modelin Uygunluğunun Testi .....	145
4.5. Modelin Tahmin Amacıyla Kullanılması .....	147

**BÖLÜM V**  
**TÜRKİYE'DE TURİZMİN YERİ**

5.1. Turizmin Tanımı .....	151
5.2. Turizmin Ülke Ekonomisine Katkısı.....	154
5.3. Turizmin GSMH İçindeki Yeri .....	156
5.4. Türkiye'de Turizm Kayıtları.....	158
5.5. Türkiye'de Turizm Hareketleri .....	160
5.5.1. Planlı Dönemden Bugüne Turizm Sektöründeki Gelişmeler .....	167
5.5.1.1. 1980-1986 Dönemi .....	173
5.5.1.2. 1987-1991 Dönemi .....	174
5.5.1.3. 1992-1998 Dönemi .....	176
5.6. Turizm Açısından Türkiye İle Diğer Ülkelerin Karşılaştırılması .....	177

**BÖLÜM VI**  
**BOX-JENKINS YÖNTEMİ İLE TÜRK TURİZMİNİN ANALİZİ**

6.1. Çalışmada Kullanılan Verilerin Elde Edilmesi .....	186
6.2. Turizm Verileri Serilerinde Durağanlığın Araştırılması .....	186
6.3. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Türkiye'nin Turizm Geliri Serileri İçin Uygun Modellerin Belirlenmesi ve Gelecek Tahmini .....	199
6.3.1. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisi İçin Uygun Modelin Belirlenmesi .....	200
6.3.2. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı İçin Gelecek Tahmini .....	206
6.3.3. Türkiye'nin Turizm Geliri Serisi İçin Uygun Modelin Belirlenmesi .....	207
6.3.4. Türkiye'nin Turizm Geliri İçin Gelecek Tahmini .....	212
<b>SONUÇ .....</b>	<b>214</b>
<b>EKLER .....</b>	<b>218</b>
<b>KAYNAKÇA .....</b>	<b>222</b>

## ŞEKİLLER

<u>NO</u>	<u>ŞEKİL ADI</u>	<u>SAYFA</u>
1.1	Sayısal Tahmin Sürecinin Aşamaları .....	10
2.1	Zaman Serisinin Unsurları .....	21
3.1	Doğrusal Filtrenin Çıktısı Olarak Zaman Serisinin Gösterimi .....	43
3.2	Birinci Mertebeden Otoregresif Sürecin $\phi_1$ 'e Bağlı Otokorelasyon Fonksiyonu .....	54
3.3	$\phi_1$ ve $\phi_2$ Parametrelerine Göre AR(2) Sürecinin Otokorelasyon Fonksiyonu .....	58
4.1	Box-Jenkins Yönteminde Model Belirleme Aşamaları .....	99
4.2	Durağan Serilere Ait Korelogramlar .....	102
4.3	Durağan Olmayan Serilere Ait Korelogramlar .....	103
4.4	Durağan Zaman Serisinin Otokorelasyon Fonksiyonları .....	114
4.5	Durağan Olmayan Zaman Serisinin Otokorelasyon Fonksiyonları .....	115
4.6	Rule of Thumb Prosedürü ile Durağanlık Testi .....	120
6.1	Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisinin Grafiği .....	187
6.2	Türkiye'nin Turizm Geliri Serisinin Grafiği .....	187
6.3	Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisinin Otokorelasyon Grafiği .....	189
6.4	Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği .....	190
6.5	Türkiye'nin Turizm Geliri Serisinin Otokorelasyon Grafiği .....	191
6.6	Türkiye'nin Turizm Geliri Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği .....	192
6.7	Durağanlaştırılmış Yabancı Turist Sayısı Serisinin Grafiği .....	195
6.8	Durağanlaştırılmış Turizm Geliri Serisinin Grafiği .....	195
6.9	Durağanlaştırılmış Yabancı Turist Sayısı Serisinin Otokorelasyon Grafiği .....	196
6.10	Durağanlaştırılmış Yabancı Turist Sayısı Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği .....	197
6.11	Durağanlaştırılmış Turizm Geliri Serisinin Otokorelasyon Grafiği .....	198
6.12	Durağanlaştırılmış Turizm Geliri Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği .....	199

6.13	Son Bir Yıla Ait Aylık Turist Sayısının Gerçek ve Tahmin Değerlerinin Grafiği .....	202
6.14	Son Bir Yıla Ait Aylık Turist Sayısı Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerlerinin Grafiği .....	203
6.15	Hata Terimlerinin Dal-Yaprak Grafiği .....	204
6.16	Hata Terimlerinin Otokorelasyon Grafiği .....	205
6.17	1999 Yılına Ait Aylık Turist Sayısı Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerlerinin Grafiği.....	207
6.18	Son Bir Yıla Ait Aylık Turizm Gelirinin Gerçek ve Tahmin Değerlerinin Grafiği .....	209
6.19	Son Bir Yıla Ait Aylık Turizm Geliri Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerlerinin Grafiği .....	210
6.20	Hata Terimlerinin Dal-Yaprak Grafiği .....	210
6.21	Hata Terimlerinin Otokorelasyon Grafiği .....	211
6.22	1999 Yılına Ait Aylık Turizm Geliri Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerlerinin Grafiği .....	213

## TABLULAR

<u>NO</u>	<u>TABLO ADI</u>	<u>SAYFA</u>
3.1	Mevsimsel Olmayan Bazı Modeller İçin Durağanlık ve Dönüşebilirlik Koşulları .....	68
3.2	ARIMA Modellerinde Birinci ve İkinci Mertebeden Parametrelerin Durağanlık ve Dönüşebilirlik Koşulları .....	80
4.1	Von-Neumann Oranına (M) İlişkin Özel Durumlar .....	113
4.2	Zaman Serisinin Yapısına Göre Otokorelasyon Fonksiyonunun Görünümü .....	116
4.3	Durağan Modellerde Anakütle Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonlarının Durumu .....	126
4.4	Durağan Olmayan Modellerde Anakütlenin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonsiyonlarının Durumu .....	139
5.1	İkamet Ettikleri Ülkelere Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayıları .....	161
5.2	İkamet Ettikleri Ülkelerine Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayılarının Ülkeler İtibari İle Toplam İçindeki % Payları .....	162
5.3	İkamet Ettikleri Ülkelere Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayılarının Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları .....	163
5.4	Yıllar İtibari İle Giriş Yollarına Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Toplam İçindeki % Payları .....	164
5.5	Yıllar İtibari İle Giriş Yollarına Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranı .....	164
5.6	Yıllar İtibari İle Giriş Kapılarının Bağlı Olduğu İllere Göre Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Toplam İçindeki % Payları .....	165
5.7	Yıllar İtibari İle Giriş Kapılarının Bağlı Olduğu İllere Göre Gelen Yabancı Turist Sayısının Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranı .....	166
5.8	Yıllar İtibari İle Türkiye'nin Turizm Yatırım Değerleri ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları .....	168
5.9	Yıllar İtibari İle Türkiye'nin Turizm İşletmesi Belgeli Konaklama Tesislerindeki Yatak Sayıları ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları .....	168

5.10	Yıllar İtibariyle Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayıları ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları .....	169
5.11	Yıllar İtibariyle Türkiye'nin Turizm Gelirleri ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları .....	169
5.12	Yıllar İtibariyle Türkiye'nin Turizm Gelirinin GSMH İçindeki Oranı .....	172
5.13	1980-86 Yıllarına Ait Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı - Turizm Gelirleri ve % Değişim Oranları .....	173
5.14	1987-91 Yıllarına Ait Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı - Turizm Gelirleri ve % Değişim Oranları .....	175
5.15	1992-98 Yıllarına Ait Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı - Turizm Gelirleri ve % Değişim Oranları .....	176
5.16	1996 Yılında Belirli Dünya Ülkelerine Gelen Turist Sayıları .....	180
5.17	1996 Yılında Belirli Dünya Ülkelerinin Turizm Gelirleri .....	181
5.18	1996 Yılında Belirli Ülkelerin Gelen Turist Sayıları ve Turizm Gelirlerinin Dünya Genelindeki % Payları ve Sıralamaları.....	182
6.1	Her Aşamadaki Parametre Tahminleri .....	200
6.2	Parametrelerin Nihai Tahminleri .....	201
6.3	Son Bir Yıla Ait Aylık Turist Sayısı Gerçek ve Tahmin Değerleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri .....	202
6.4	Çeşitli Gecikme Değerleri İçin Q ve $\chi^2_{\text{tablo}}$ Değerleri .....	205
6.5	1999 Yılına Ait Aylık Turist Sayısı Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri .....	206
6.6	Her Aşamadaki Parametre Tahminleri .....	208
6.7	Parametrelerin Nihai Tahminleri .....	208
6.8	Son Bir Yıla Ait Aylık Turizm Geliri Gerçek ve Tahmin Değerleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri .....	209
6.9	Çeşitli Gecikme Değerleri İçin Q ve $\chi^2_{\text{tablo}}$ Değerleri .....	212
6.10	1999 Yılına Ait Aylık Turizm Geliri Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri .....	212

## GİRİŞ

Karşılaşılan bir problemin çözümü konusunda kesin bir bilgi yoksa ve bu problemin çözümüne ilişkin birden çok alternatif söz konusu ise, bunlardan birini seçme konusunda bir karar verme durumu ortaya çıkar. Bu tür durumlar, kişilerin günlük yaşamından herhangi bir konuda faaliyet gösteren bir kuruluşun yönetimine, hatta ülke yönetimine kadar her konuda görülebilir.

Genellikle toplumsal ve doğal olayların pek çoğunun geleceği kesin olarak bilinmediği için, bu tür olaylara ilişkin karar almak durumunda olan kişi veya kuruluşlar, çoğu kez belirsizlikler karşısında karar alma durumunda kalırlar. Aynı zamanda söz konusu olay için bir gelecek tahmini yapmak anlamına gelen bu kararlar, toplumsal ve ekonomik hayatı büyük ölçüde etkilerler. Dolayısıyla gelecek için verilecek kararların/yapılacak tahminlerin en az hata ile yapılması, gelecek için belirlenecek politikaların ve planlamanın güvenilirliğini artıracak, aynı zamanda da maliyetleri azaltacaktır. Bundan dolayı, toplumu etkileyecek olaylara ilişkin gelecek tahminleri yapılırken çok titiz davranılmalı ve bilimsel metotlardan faydalanılmalıdır.

Böyle durumlarda en iyi kararın verilebilmesi, bir başka deyişle en iyi tahminin yapılabilmesi için bir takım metotlar geliştirilmiştir. Günümüzde istatistik metotlardan gittikçe artan oranda yararlanılmakta ve kullanılan tahmin yöntemleri de gün geçtikçe daha da gelişmektedir.

Son zamanlarda istatistik metotlardan yararlanan tahmin yöntemlerinden biri de tek değişkenli zaman serileri analiz tekniklerinden olan ve ARIMA modelleri olarak bilinen Box-Jenkins yöntemidir. Söz konusu yöntemin bilgisayar yardımı ile de uygulanabilir olması kullanılabilirliğini daha da artırmaktadır.

Bu tezde, Box-Jenkins modellerinin teorik yapısı ile birlikte bu modelin uygulamada nasıl kullanılabileceği konusunda bir çalışma yapılmıştır. Çalışma konusu olarak son yıllarda mavi altın olarak değerlendirilen turizm seçilmiş ve Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısı ile Türkiye'nin turizm geliri ile ilgili bir uygulama yapılmıştır.



Çalışmamızın birinci bölümünde istatistik tahmin üzerinde durulmuş, ikinci bölümde ise zaman serileri hakkında genel bilgiler verilmiştir. Üçüncü bölümde Box-Jenkins yöntemi tanıtılmış, dördüncü bölümde ise, Box-Jenkins yöntemindeki model belirleme aşamaları izah edilmiştir. Beşinci bölümde Türkiye turizmi kısaca tanıtılmış, altıncı bölümde ise, Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısı ile Türkiye'nin turizm geliri verileri kullanılarak, Box-Jenkins yöntemi ile bir model belirlenmiş ve söz konusu veriler için gelecek tahminleri yapılmıştır. Son bölümde ise, elde edilen sonuçlar yorumlanmış ve öneriler sunulmuştur.



# BÖLÜM I

## İSTATİSTİK TAHMİN

### 1.1. İstatistik Tahmin Kavramı

Birçok konuda endişe yaratan geleceğin önceden tahmin edilmesi, endişe edilen gelecek için hazırlık yapılmasının ilk aşamasıdır. Tahminlerin en az hata ile yapılması, gelecek için belirlenecek politikaların ve planlamanın güvenilirliğini artırır. Bu yüzden 'İstatistik Tahmin Teknikleri' hızla önem kazanmakta, geleceğin daha iyi ve isabetli tahmin edilebilmesi için yeni teknikler geliştirilmektedir.

İstatistikte önemli bir kavram olan tahmin, bir değişkenin belirli varsayımlar altında, gelecek dönemlerde alabileceği değerlerin önceden yaklaşık olarak belirlenmesi şeklinde tanımlanabilir<sup>1</sup>.

İstatistik tümevarımda tahmin, anakütleden çekilen örneklemden hesaplanacak istatistiklere dayanarak anakütle parametreleri hakkında kestirimlerde bulunma süreci olarak anlaşılır. Burada anakütle parametrelerinin tahmini, yığından çekilecek örneklemden hareketle gerçekleştirilir.

Yine gelecekte meydana gelebilecek olay ve şartların önceden belirlenmeye çalışılması yani öngörüsü de tahmin olarak adlandırılır. Buradaki tahmin, incelenen olayın geçmişte aldığı değerlere bağlı olarak izlediği seyir geleceğe doğru uzatılarak elde edilmektedir.

Herhangi bir değişkenin gelecek dönemlerde alabileceği değerlerin önceden tahmini, ilgili değişkenin geçmiş dönemlerdeki gözlem değerleri yardımıyla yapılır. Gelecek dönemler için yapılan tahminlerde, değişkenin geçmişte aldığı değerler kullanıldığına göre, yapılan tahminin geçerliliği,

---

<sup>1</sup> Halil Kayım, İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri, Ankara: Hacettepe Üniv. İ.İ.B.F. Yayın No:11, 1986, s. 11.

değişkenin aldığı değerlerin seyrinin belli bir süre, en azından tahmini yapılan dönemde değişmeyeceği varsayımına bağlıdır.

Gelecekte alabileceği durumunun tahmini yapılacak olan olay, çeşitli faktörlerin etkisi altında olabilir. Bunun için söz konusu bu faktörlerin ilgili olay üzerindeki etkilerinin ayrı ayrı belirlenmesi gereklidir. Ancak olayı etkileyen faktörlerin çeşitli kombinasyonlar halinde ortaya çıkabilmesi mümkün olduğu için, bunların ayrıştırılması da zorlaşmaktadır. Bu sebeple, tamamen kusursuz bir tahmin tekniğinden bahsetmek imkansızdır<sup>2</sup>.

Geleceğin tahminini yapmaya çalışan bir çalışmada, söz konusu olayı etkileyen faktörlerin tamamı ele alınamayacağı için, belirsizliği tümüyle ortadan kaldırmak mümkün değildir. Ancak, karar alma sürecinde, belirsizliğin kısmen de olsa ortadan kaldırılması, karar vericilere büyük yararlar sağlayacaktır<sup>3</sup>.

Ellerindeki kıt kaynakları kullanarak rakipleriyle rekabet etmek zorunda olan işletmeler ve insanlar, gelecekteki stratejilerini belirlemek amacıyla planlar yapmaya ve yaptıkları planları da bazı tekniklerden yararlanarak üretecekleri gelecek tahminlerine dayandırmak zorundadırlar. Karar vericiler, daha çok geleceğe dönük kararlar verme durumunda kalmaktadırlar. Bunun için de her gün her alanda, örneğin üretim, stok, satış, finansman vb. konularda verilecek kararlar, ilgili dönem tahminlerine dayanmaktadır. Doğru ve isabetli olmayan tahminler, bazen karar vericileri zor durumda bırakabilirler. Örneğin, bir pazarda herhangi bir mamule olan talep, fazla tahmin edilirse, oraya gereğinden fazla mamul gönderilmesi sonucu taşıma, stok vb. masraflar gereksiz yere artırılmış olacaktır. Aksine, söz konusu pazarda, ilgili mamulün gelecek dönem talebi az tahmin edilirse, bu defa da pazardaki bir kısım müşterinin kaybedilmesi durumu ile karşılaşılacaktır. Bütün bu sebeplerden dolayı, önceden tahmin, karar vermenin en önemli ve vazgeçilmez bir unsurudur.

Geleceğe yönelik tahminleri kullananlar için tahminlerin doğruluğu önemli bir beklentidir. Çünkü doğruluğu zayıf olan tahminlere dayanılarak yapılan planlar, istenmeyen olayların meydana gelmesine neden olabilir.

---

<sup>2</sup> Bruce L. Bowerman and Richard T. O'Connell. *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*, 3<sup>rd</sup> Edition, Belmont: Duxbury Press, 1993, s. 7.

<sup>3</sup> W. Mendalhall, J.E. Reinmuth and R. Beaver. *Statistic for Management and Economics*, 6<sup>th</sup> Edition, Boston: PWS-Kent Publishing Company, 1989, s. 225.

Bir deęişkene ilişkin zaman serilerinin gemişte gösterdiği deęişmeler, gelecekle ilgili tahminlerde yararlı olur. Bu nedenle, bir işletme için gelecekle ilgili tahminler yapılırken, planlar ve programlar hazırlanırken, öteki bilgilere ek olarak, ilgili işletme ya da kuruluşun gemiş dönemlerde nasıl bir gelişim ve deęişim gösterdiğini bilmek yardımcı olur.

Karar verme, sadece işletmecilik alanında deęil, her alanda söz konusudur. Kişileri, kurumları ve işletmeleri geleceğe yönelik kararlar yakından ilgilendirir. Geleceğe yönelik kararlar, büyük ölçüde söz konusu olaya ilişkin olarak yapılan tahminlere dayanır. Günümüzde kişilerin, kurumların ve toplumların geleceğini raslantılara bırakma yerine, gelecek dönemlere ait doğru ve güvenilir kararlar vermesi, söz konusu olayın, gelecek dönemlerde nasıl bir seyir göstereceğinin önceden doğru ve güvenilir şekilde tahmin edebilmesi, yani olayları önceden planlayabilmesi büyük önem taşır. Bu planların ve uygulama programlarının hazırlanması da geleceğe yönelik bir dizi karar gerektirir. Planların ve programların uygunluk ve doğruluk derecesi, geleceği belirlemede önemli olan etmenlerin ve bunların muhtemel sonuçları etkileme biçim ve derecelerinin olabildiğince az hata ile tahmin edilebilmesine ya da kestirilebilmesine bağlıdır. Bu nedenle, geleceğe yönelik planlama ve kararlarda ileriye yönelik kestirimler son derece önemlidir. Böyle kestirimlerde, zaman serileri yoluyla elde edilen bilgiler önemli yararlar sağlar<sup>4</sup>.

## 1.2. Tahmin Tekniklerinin Seçilmesinde Kullanılan Kriterler

Tahmin yapmada kullanılacak çok sayıda teknik geliştirilmiştir. Bu tekniklerden herhangi birisini seçerken çeşitli faktörlerin göz önünde bulundurulması gerekir. Yani, gelecek tahmininde kullanılan tekniklerin seçilmesinde, eldeki imkanlar ve erişilmesi ümit edilen hedefler göz önüne alınarak belirlenen bir kısım kriterlerden faydalanılır. Bunları aşağıdaki gibi sınıflandırmak mümkündür<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> Hüsnü Arıcı. İstatistik –Yöntemler ve Uygulamalar-, Geliştirilmiş Yeni Baskı, Ankara: Meteksan A.Ş., 1993, s. 229-233.

<sup>5</sup> Bowerman and O'Connell, s. 17-19.

- İstenilen tahminin şekli: Herhangi bir olayın/değişkenin gelecek dönemlerdeki değerini iki şekilde ifade edebilmek mümkündür. Birincisi, olayın/değişkenin gelecek dönemdeki değerinin tek bir sayı olarak tanımlanması yani, nokta (tek değer) tahmini; ikincisi ise, belirli ihtimal düzeyinde olayın/değişkenin alacağı değerlerin alt ve üst sınırlarını ortaya koyan aralık tahminidir.

Gelecekle ilgili belirsizlik göz önüne alındığında, yapılan tahminin tek bir değer olarak ortaya konması yetersiz bir yaklaşımdır. Çünkü, nokta tahmini, tahminin isabet derecesini azaltacaktır. Bunun için gelecekte olayın/değişkenin alabileceği değerlerin alt ve üst sınırlarını, başka bir deyişle güven sınırlarını veren aralık tahminini kullanmak daha isabetli olacaktır.

- Yapılacak gelecek tahmininde dönem uzunluğu: Gelecekle ilgili yapılacak tahminlerde kaç dönem sonrasının kapsanacağı da kullanılacak tekniğin seçilmesinde önemli role sahip bir kriterdir. Yapılacak tahminin hangi uzunlukta dönemi kapsayacağı, ilgili olayın/değişkenin özelliğine bağlı olarak değişecektir. Çünkü, incelenen her olay/değişken için gelecek kavramı değişik manalar içerir. Bazı olaylar için gelecek bir saat sonrası iken (örneğin borsa alım-satımı) bazı olaylar için ise gelecek en az birkaç yıl sonrası olabilir.

Zaman açısından gelecek tahminlerini; i) Çok kısa dönemli tahminler(bir aydan az), ii) Kısa dönemli tahminler(üç aydan az), iii) Orta dönemli tahminler(iki yıldan az) ve iv) Uzun dönemli tahminler(iki yıldan daha fazla) şeklinde sınıflandırmak mümkündür. Gelecek tahminleri bu şekilde sınıflandırılınca, her dönem uzunluğu için kullanılacak tahmin tekniği de farklı olacaktır. Genellikle uzun dönemde olayların değişme eğilimi göstermesi muhtemeldir. Dolayısıyla uzun dönemli tahminler, genellikle ihtiyatla karşılanır ve uzun dönemli bir tahmin yapılırken olayın geçmişte aldığı değerlerin yanı sıra, karar vericilerin subjektif yargılarının da tahmin sürecinde kullanılması, yani niteliksel tahmin tekniklerinin de dikkate alınması zorunlu hale gelir.

- İncelenen zaman serisinin hareketleri: Gelecek tahmini yapılacak olayın geçmiş dönemlerde gösterdiği eğilimler de seçilecek tahmin tekniğini etkiler. Söz konusu bu faktörler; trend, konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsel hareketler ve tesadüfi hareketlerin bileşimi olarak ortaya çıkar. Bu durumda,

kullanılan tahmin tekniđi, bu faktörlerin hepsini açıklayacak şekilde seçilebileceđi gibi, bir kısmını incelemeye dahil etmeyebilir.

- Kullanılan tahmin tekniđinin maliyeti: Kullanılan tahmin tekniđinin maliyeti yapılan araştırma üzerinde bir takım sınırlamaları da beraberinde getirir. Bu maliyetler, tekniđin çok karmaşık olmasından dolayı aşırı zaman almasına bađlı olabileceđi gibi, çok fazla gözleme ihtiyaç duymasına, bilgisayar kullanımı gerektirip gerektirmemesine vb. de bađlı olabilir.

- Kullanılacak verilerin elde edilebilirliđi: Kullanılacak tahmin tekniđinin maliyetini etkilemesinin yanında tahmin tekniđinin seçimini de etkileyen faktörlerden biri de kullanılacak verilerin elde edilebilirliđidir.

İstatistik arařtırmalarda kullanılan veriler, birincil ve ikincil veriler olarak iki kısımda toplanmaktadır. Birincil veriler, yapılacak araştırma ile ilgili olarak gerek duyulan verilerin yeterli olmadığı veya bulunmadığı durumlarda arařtırmacılar tarafından toplanan verilerdir. İkincil veriler ise, arařtırmayı yapan kişiler tarafından deđil de başkaları tarafından belirli bir amaç için geçmiş bir dönemde toplanmış verilerdir<sup>6</sup>. Bu durumda yapılan çalışmanın başarılı bir şekilde yapılabilmesi, arařtırmada kullanılan gerek birincil gerekse ikincil verilerin toplanma safhasında gösterilecek titizlikle yakından ilişkilidir.

- Kullanılacak verilerin güvenilirliđi: İlgili çalışmada kullanılan tahmin tekniđinin çok sayıda gözleme gereksinim duymasıyla verilerin güvenilirliđi ve tutarlılıđı sorunu gündeme gelmektedir. Çünkü, çok sayıda gözleme gerek duyan tahmin tekniđi ile çalışıldığında, verilerin elde edilmesinde kullanılan metodun zaman içinde deđişikliğe uğraması, arařtırmada geçersiz yada güvensiz gelecek tahminleri yapılması sonucunu doğurabilir<sup>7</sup>.

- Kullanılacak verilerin tutarlılıđı: Söz konusu çalışmada kullanılan verilerin toplanmasında izlenen yöntemin deđişikliğe uğraması durumunda, arařtırmacının enterpolasyon, ekstrapolasyon ve düzenleme yöntemlerini kullanarak mevcut veriler üzerindeki tutarlılıđı yapay olarak sağlaması

---

<sup>6</sup> Tuncer Tokol. **Pazarlama Arařtırması**, 2. Baskı, İstanbul: Ar Basım Yayım ve Dađıtım A.Ş., 1982, s. 42.

<sup>7</sup> J. Neter and W. Wasserman. **Fundamental Statistics for Businis annd Economics**, 2<sup>nd</sup> Edition, Boston: Allyn and Bacon Inc., 1961, s. 675.

gerekecektir. Ancak, veriler üzerinde yapılacak bu tür işlemlerden dolayı uygulamaların ve tahmin edilen parametrelerin eğilimli, tesirsiz ve tutarsız olabileceği unutulmamalıdır. Bu yüzden, uygulamada kullanılacak olan verilerin bahsedilen bu işlemleri gerektirecek özelliklere sahip olmamasına dikkat etmek gerekmektedir<sup>8</sup>.

### 1.3. Tahmin Sürecinin Aşamaları:

Tahmin sürecinin aşamalarını iki kısımda incelemek mümkündür. Birincisi model yapımı ya da model kurma aşaması, ikincisi ise tahmin aşamasıdır.

Birinci aşamanın yani model yapımı aşamasının ilk adımını incelenecek olaya ait verilerin toplanması oluşturur. Çünkü, ancak bu adımdan sonra olayla ilgili teori ve geçmişte yapılmış çalışmalardan yararlanılarak model spesifikasyonuna geçilebilir.

Model spesifikasyonundan kasıt, ilgili modele girecek açıklayıcı değişkenlerin sayısı, modelin matematiksel biçimi, kapsayacağı dönemin belirlenmesi gibi modelle ilgili belirleyicilerdir<sup>9</sup>.

Modelle ilgili belirleyicilerin ardından, modelin parametrelerinin tahmin edilmesi ve modelin verilere uygunluğunun sağlanıp sağlanmadığını sınavan hata tarama testlerinin yapılması gereklidir. Hata taraması sonucunda modelin verilere uygun olmadığı gözlenirse, model spesifikasyonu uygun şekilde değiştirilir. Modelin uygun olduğu tesbit edilirse, model yapımı aşaması sona erecektir.

İkinci aşamanın yani tahmin aşamasının ilk adımında ise, ilgili verilere uygun olduğu tesbit edilen modelin ileriye doğru uzatılarak tahmin işlevini doğru olarak yerine getirip getirmediği, yani geçerli tahminler üretilip üretilmediği araştırılır. Bu, ampirik olarak modelin tahmin edildiği aşamada eldeki mevcut verilerin hepsinin tahmin sürecinde kullanılmayıp yeterli miktardaki bir kısmının kontrol için saklanmasıyla sağlanabilecektir<sup>10</sup>. Örneğin, elimizde 1980-1991

<sup>8</sup> Ahmet Kılıçbay. Uygulamalı Ekonometri, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1983, s. 103.

<sup>9</sup> Kılıçbay. s. 96.

<sup>10</sup> S. Makridakis, S.C. Wheelwright and V.G. McGee. Forecasting Methods and Applications, 2<sup>nd</sup> Edition, , New York: John Wiley and Sons, 1983, s. 122.



dönemine ait aylık veriler bulunduğu bir durumda, model parametrelerini 1980-1990 dönemi verilerini kullanarak tahmin ettiğimizi kabul edelim. Bu durumda 1991 yılına ait verilerden test kümesi olarak faydalanmak mümkün olacaktır. Bir başka ifadeyle, 1980-1990 dönemi verilerini kullanarak tahmin edilen modelin 1991 yılının gelecek tahmininde ne düzeyde başarılı olduğu sınanabilir. Bu sınamadan olumlu sonuç alındığında, 1980-1991 verileri ile model parametreleri yeniden tahmin edilir. En sonunda, bu modele dayanarak, 1991 yılından sonraki dönemlerin tahminleri yapılır. Bu şekilde modelin gelecek tahminlerindeki isabet başarısı test edilmiş olduğu için gelecek dönemlerin tahminlerine olan güven de artmış olacaktır.

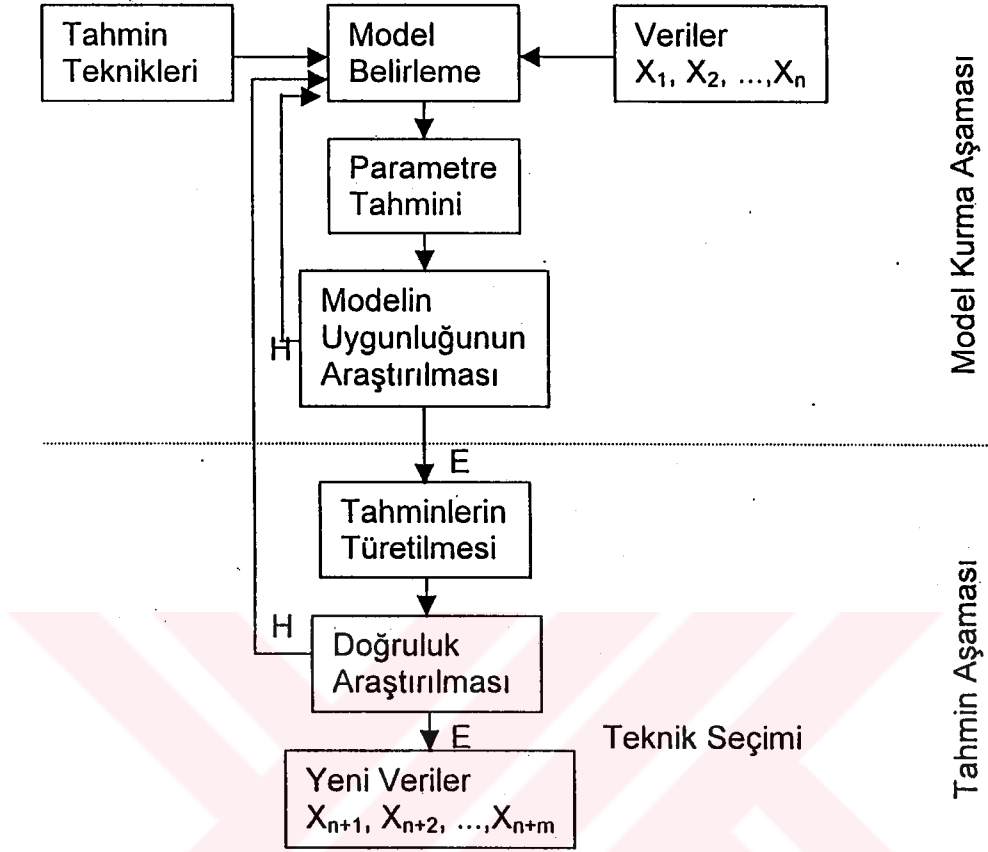
Uzun dönemde yeni gözlemlerin ortaya çıkmasıyla modelin güvenilirliğini araştırma imkanı elde edilecek, bunun sonucunda da, ya modelin gelecek tahmini için kullanılabilir olduğu kabul edilecek ya da model spesifikasyonu aşamasına geri dönecektir.

Tahmin amacıyla yapılan çözümler için hangi teknik kullanılırsa kullanılsın tahmin süreci ile ilgili aşamalar aşağıdaki şekilde olduğu gibi özetlenebilir<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> B. Abraham and J. Ledolter. *Statistical Methods for Forecasting*, , New York: John Wiley and Sons, 1983, s. 4.





Şekil-1.1. Sayısal Tahmin Sürecinin Aşamaları

#### 1.4. Gelecek Tahmininde Kullanılan Teknikler

Gelecek tahmininde kullanılan çok sayıda teknik vardır. Bunları başlıca niteliksel ve niceliksel teknikler olarak iki sınıfa ayırmak mümkündür<sup>12</sup>. Her iki grup teknikte de çıkış noktası söz konusu olaya ilişkin gözlem değerleridir. Geçmiş ve şimdiki dönem gözlem değerlerinden gelecek dönem değerleri belirli kurallar çerçevesinde tahmin edilir.

Yapılan bir uygulamada, tahmin modelleri arasından hangisinin seçileceği, söz konusu bu modellerin her birini tahmin sürecinde, önce değerlendirmek sonra karşılaştırmak suretiyle yapılabilir. Bu değerlendirme ve karşılaştırma, tahmin sürecindeki 'modelin uygunluğunun araştırılması' ve 'tahminlerin doğruluğunun araştırılması' safhalarında yapılabilir.

<sup>12</sup> Fevzi Kutay, *Zaman Serilerinde Tahmin Teknikleri ve Box-Jenkins Modelleri*, Ankara: 1989, s. 2.

#### 1.4.1. Niteliksel Tahmin Teknikleri

Niteliksel tahmin tekniklerinde, söz konusu tahminler büyük ölçüde tahmini yapanın bilgi, tecrübe ve kişisel görüşlerine dayanır. Bunun için niteliksel teknikler subjektiftir ve geçmişte olayın izlediği seyri dikkate alabileceği gibi bundan yararlanmayadabilir. Dolayısıyla bu tür tekniklerde var olan bilginin tahmin sürecinde nasıl kullanıldığı tam ve kesin olarak bilinemez. Bu nedenle, eldeki bilgiyi her bir araştırmacının değişik şekilde yorumlaması, dolayısıyla kişiden kişiye farklı tahminlere ulaşılması olasıdır.

Niteliksel tahmin tekniklerine genellikle ilgilenilen olaya ait verilere ulaşmak zor veya imkansız olduğu hallerde başvurulmakta ve olumlu sonuçlar alınabilmektedir. Örneğin, piyasaya yeni bir mamul arz edildiğinde, bu mamule ilişkin önceki dönem verileri bulunmayacaktır. Bunun için de gelecek dönemlerde bu mamule ilişkin satış miktarının ne olacağı tahmin edilirken, geçmiş dönem verilerini kullanan teknikler değil, bu tür niteliksel teknikler kullanılacaktır. Yine, geçmiş verilerden hareketle yapılan tahminlerde gelecekte ortaya çıkması muhtemel yeni teknoloji hesaba katılamayacağından bu durumda da niteliksel tekniklerin kullanılması söz konusudur.

Niteliksel tahmin teknikleri, uygulaması kolay, fazla çaba ve zaman gerektirmeyen tekniklerdir. Ancak tahmin hatası da ölçülemeyen tekniklerdir. Fakat bu özellik, söz konusu bu tekniklerin tamamen gereksiz olduğu anlamına gelmez. Çünkü, bazen niteliksel teknikler niceliksel tekniklerden daha iyi sonuç verebilirler.

#### 1.4.2. Niceliksel (Sayısal) Tahmin Teknikleri

Niceliksel tahmin teknikleri, matematik ve istatistik modellere dayalı tahmin teknikleridir. Karşılaşılan tahmin problemlerinin artan çeşitliliğinin ve karmaşıklığının çözümlenmesinde kullanılacak çok sayıda sayısal tahmin tekniği (modeli) geliştirilmiştir<sup>13</sup>. Bu teknikler de çeşitli açılardan sınıflandırılabilir.

---

<sup>13</sup> Abraham and Ledolter, s. 4.

Bu sınıflandırmalardan biri, deterministik ve stokastik tahmin teknikleri şeklindedir. Başka bir sınıflandırma da sebep sonuç ilişkisine dayanan teknikler ve zaman serisi analizlerine dayalı teknikler şeklindedir.

#### 1.4.2.1. Deterministik ve Stokastik Tahmin Teknikleri

Deterministik durumda, bağımlı/açıklanan değişken ile bağımsız/açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişki kesin olarak tanımlanmıştır. Bu tür olaylarda bağımsız değişkenlerin her değeri için bağımlı değişkene karşılık gelen değeri tam olarak hesaplamak mümkündür. Bu şekilde belirlenebilen ilişkilere genellikle fizik, kimya gibi temel bilimlerde rastlamak mümkündür.

Özellikle sosyal bilimlerdeki ilişkilerde görülen stokastik durumda ise, modelde bulunan açıklayıcı değişkenlerin dışında kalan, ölçülemeyen veya kontrol edilemeyen faktörlerin etkisiyle değişkenler arasındaki ilişki kesin olarak belirlenemez. Dolayısıyla modelin söz konusu bu hatayı da içerecek şekilde ifade edilmesi gereklidir.

$$Y = \beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \beta_3X_3 + \dots + \beta_kX_k + \varepsilon \quad (1.1)$$

şeklindeki bir denklemde, katsayılar önceden bilinmediği için, bu model ihtimallidir. Bu yüzden katsayıların hesaplanmasında Y ve  $X_i$  ( $i=1,2,\dots,k$ ) değişkenlerinin geçmişte aldıkları değerlerden faydalanılacaktır.

#### 1.4.2.2. Sebep Sonuç İlişkisine Dayalı Tahmin Teknikleri

Sebep sonuç ilişkisine dayanan niceliksel teknikler, regresyon ve ekonometrik modellerdir<sup>14</sup>.

Regresyon tekniğinde, bir bağımlı değişkenle bir veya birden fazla bağımsız değişken arasındaki sebep sonuç ilişkisi geçmiş gözlem değerleri yardımıyla belirlenir. Sonra bağımsız değişkenlerin gelecekteki çeşitli değerleri için bağımlı değişkenin alacağı değer tahmin edilmeye çalışılır.

---

<sup>14</sup> Kutay, s. 3.

Ekonometrik modeller ise, sebep sonuç ilişkisi gösteren iki veya daha çok regresyon denkleminde oluşan denklem sistemidir. Dolayısıyla ekonometrik modellerde birden fazla bağımlı değişken bulunur. Ekonometrik modellerde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkilerin daha gerçekçi bir şekilde değerlendirilebilmesi için, tüm bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiler eş zamanlı olarak incelenir. Böylece, bir denklemdeki bağımsız değişken değerleri yardımıyla, bağımlı değişken değeri ve bu değişkeni içeren diğer denklemler yardımıyla da diğer bağımlı değişken değerleri tahmin edilebilir<sup>15</sup>.

Ekonometrik modeller, olayı açıklamak için sadece olayın geçmiş değerlerini değil, olayı etkileyen diğer faktörleri de kullanabilmektedir<sup>16</sup>.

Regresyon ve ekonometrik modellerle gelecek dönem tahminleri yapılabilmesi oldukça sınırlıdır. Çünkü, regresyon veya ekonometrik modeller yardımıyla bağımlı değişken veya değişkenlerin gelecek dönem değerlerini tahmin edebilmek için, bağımsız değişkenlerin gelecek dönem değerlerinin belirlenmesi ya da tahmin edilmesi gereklidir. Bu da ancak ilgili bağımsız değişkenlere ilişkin zaman serilerinin analizi ile mümkün olacaktır.

Yukarıda da ifade edilmeye çalışıldığı gibi, sebep sonuç ilişkisine dayalı tahmin teknikleri, daha çok bağımsız değişken değerlerinden hareketle bağımlı değişken değerlerini tahmin etmede kullanılır.

#### **1.4.2.3. Zaman Serilerine Dayalı Tahmin Teknikleri**

Sebep sonuç ilişkisine dayalı tahmin teknikleri olan regresyon ve ekonometrik modellerin dışındaki tüm niceliksel tahmin teknikleri, değişkenin geçmiş dönem gözlem değerlerinden oluşan zaman serilerini esas alır. Regresyon ve ekonometrik modellere tahmin teknikleri dendiği halde, zaman serilerini esas alan tahmin tekniklerine zaman boyutunda tahminler verdikleri için önceden tahmin teknikleri de denilebilir<sup>17</sup>.

---

<sup>15</sup> Kutay, s. 3.

<sup>16</sup> N.R. Farnum and L.W. Stanton. *Quantitative Forecasting Methods*, Boston: PWS-Kent Publishing Com., 1989, s. 250.

<sup>17</sup> Kutay, s. 4.

İstatistik tahmin teknikleri arasında önemli bir yere sahip olan zaman serileri analizi, tahmini yapılacak değişkenin tahmininde, kendi geçmiş dönem değerlerinin çeşitli yöntemlerle kullanılmasına dayanmaktadır. Değişkenin geçmiş dönem değerlerinin çeşitli yöntemlerle tahminde kullanılması, zaman serileri analizi başlığı altında çok sayıda tekniğin yer almasına neden olmuştur<sup>18</sup>.

Zaman serilerine dayalı tüm tahmin tekniklerinin ekstrapolasyona dayandığı söylenebilir. Bu tekniklerde, genellikle izlenen yol aynıdır. Önce ilgilenilen değişkene ilişkin geçmiş dönem gözlem değerlerinden oluşan zaman serisi analiz edilerek serinin ana eğilimi ve özellikleri tesbit edilir. Sonra bu eğilimi ifade edecek model belirlenir ve mevcut zaman serisinden modelin parametreleri yaklaşık olarak hesaplanır. Daha sonra değişkenin gelecek dönemlerde de aynı eğilimi göstereceği varsayılarak, daha önce belirlenmiş olan model yardımıyla gelecek dönemler için tahmin değerleri elde edilir.

Zaman serilerine dayalı istatistik tahmin tekniklerini, Trend analizi, Hareketli ortalamalar yöntemi, Düzeltme teknikleri, Box-Jenkins tekniği vb. şeklinde sıralamak mümkündür. Bu tekniklerle ilgili geniş açıklama bir sonraki bölümde verileceği için burada açıklama yapılmayacaktır.

---

<sup>18</sup> Neyran Orhunbilge. "İstatistik Tahmin ve Otoregresif Hareketli Ortalama Yöntemi", T.C. Başbakanlık D.İ.E. Araştırma Sempozyumu'98 Bildiri Özetleri, Ankara: 23-25 Kasım 1998, s. 92; Kayım. s. 11.

# BÖLÜM II

## ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

### 2.1. Zaman Serilerinin Tanımı

Zaman, "bir iş veya oluşun içinde geçtiği, geçeceği veya geçmekte olduğu süre"<sup>19</sup> olarak tanımlanmaktadır.

Gözlemlerden elde edilen veriler, bir değişkenin zaman içinde gösterdiği değişimleri ya da hareketleri gösteriyorsa, söz konusu bu verilere zaman dizileri ya da zaman serileri adı verilir<sup>20</sup>.

Yine zaman serisi, istatistik bir araştırmada, araştırma ile ilgili olarak yapılan gözlem sonuçlarının, zaman vasfının sıklıklarına göre sıralanmasıyla elde edilen rakam dizisi<sup>21</sup> ya da değişkenin zamana göre aldığı değerleri gösteren seriler olarak tanımlanabilir.

Yukarıdaki tanımlara ilave olarak zaman serisi, ilgilenilen değişkenin birbirini takip eden eşit zaman aralıklarında aldığı değerler kümesi olarak da tanımlanabilir<sup>22</sup>. Zaman serisinde kullanılan eşit zaman aralığına veya zaman birimine dönem ya da devre adı verilir<sup>23</sup>. Zaman serilerindeki zaman birimi ya da zaman dönemi saat, gün, hafta, ay, üç ay, yıl gibi zaman dilimlerinden oluşabilir.

Yönetim ve iktisat bilimlerinde kullanılan verilerin büyük bir kısmı zaman serileridir. Bu serilerde, gözlemler veya ölçümler değişik zamanlarda yapılmıştır. Bu yüzden de seriler çok değişik sebeplerin tesiri altında kalabilir ve araştırılan konu ile hiç ilgisi bulunmayan sebepler bu rakamları etkileyebilir. Bunun için

<sup>19</sup> Türkçe Sözlük, Türk Dil Kurumu Basımevi, Yeni Baskı, 2. Cilt, Ankara: Türk Dil Kurumu Yayınları:549, Sözlük Bilim ve Uygulama Kolu Yayınları:1, 1988, s. 1662.

<sup>20</sup> Arıcı, s. 223.

<sup>21</sup> Özer Serper. Uygulamalı İstatistik 2, 3. Baskı, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1996, s. 289.

<sup>22</sup> Aydın Ünsal. "Zaman Serilerinde Regresyon ve Varyans Analizi Yöntemleri ile Mevsimsel Dalgaların Araştırılması ve Bir Uygulama", Ekonomik Yaklaşım, Gazi Üniv. İktisat Bölümü, Üç Aylık Dergi, Cilt:8, Sonbahar 1997, s. 119.

<sup>23</sup> Kutay, s. 9.

karar verme durumunda olan bir yönetici, örneğin satışların değişik aylardaki düzeyini araştırırken, bunları etkileyen bazı sebeplerin zaman ile ilgili bulunduğunu bilmelidir<sup>24</sup>.

Herhangi bir konu ile ilgili olarak yapılan araştırma sonucunda toplanan verilerin gün, ay ve yıl gibi zaman birimlerine göre düzenlenmesi ile oluşturulan zaman serilerinin incelenmesi, bu serileri geçmiş dönemlerde/devrelerde etkileyen faktörlerin seriyi nasıl etkilediğini belirlemek ve bu etkinin gelecek devrelerde de devam etmesi halinde gelecek devre değerlerinin de tahmin edilebilmesi için gereklidir. Zaman serileri, yukarıda ifade edildiği gibi, çeşitli zaman birimlerine göre düzenlenebilirse de, uygulamada genellikle aylık ve yıllık veriler kullanılır. Bu yüzden de zaman serileri genellikle aylık ve yıllık olarak düzenlenir<sup>25</sup>.

Matematiksel sembollerden yararlanarak yapılacak bir gösterimde, bir zaman serisinde  $t$  zamanındaki gözlem değeri  $Y_t$  ile gösterilir. Başka bir deyişle  $Y_t$ , değişkenin  $t$  zamanında gözlenen değeridir. Zaman serisini matematiksel olarak; eğer  $Y$  değişkeninin  $t_1, t_2, \dots, t_n$  dönemlerinde almış olduğu değerleri  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  ile belirleyecek olursak  $Y=f(t)$  şeklinde ifade edebiliriz<sup>26</sup>.

Zaman serileri, bir olayın geçmiş dönemlerde nasıl bir akım gösterdiğini belirtmek üzere yapılacak araştırma ve analizlerin temelini oluşturur<sup>27</sup>.

## 2.2. Zaman Serilerini Etkileyen Unsurlar

Zaman serileri içerisinde en önemli olanları, iktisadi olaylarla ilgili olanlardır. İktisadi bir olayın üzerindeki ekonomik, sosyolojik, psikolojik vb. gibi çeşitli sebeplerin tesiri sonucunda, ilgili olayın zamana göre aldığı değerlerin seyrinde bir takım dalgalanma ve düzensizlikler meydana gelebilir. Yani, bir serinin temsil

<sup>24</sup> Zeyyat Hatiboğlu. Temel İstatistik, Yeni İktisat ve İşletme Yönetimi Dizisi No:15, İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım AŞ., 1994, s. 237.

<sup>25</sup> Münevver Turanlı. "Zaman Serilerinin Analizinde Doğrusal Stokastik Modeller" Marmara Üniv. İstatistik ve Ekonometri Araştırma ve Uygulama Merkezi Dergisi, Sayı:1, Nisan 1994, s. 37

<sup>26</sup> Arıcı, s. 223.

<sup>27</sup> Özkan Ünver. Uygulamalı İstatistik Yöntemler-Giriş-, Genişletilmiş Baskı, Ankara: Siyasal Kitabevi, 1995, s. 199.



ettiği olay üzerinde çeşitli faktörlerin etkisi söz konusudur. Bu etkiler farklı yön ve şiddette olabilir<sup>28</sup>.

Zaman serilerinin kabaca grafiği çizildiğinde zaman içinde olayın aldığı değerlerin çeşitli dalgalanmalara sahip oldukları görülecektir. Yukarıda da işaret edildiği gibi, zaman serileri analizinin temel amacı, belirli bir seyir gösteren serinin bünyesinde meydana gelen değişimleri göz önüne sermek ve geçmişte serinin seyrinde görülen yapının geleceğe yansıtılmasıyla ilerideki dönemlerde olayın olması muhtemel değerlerini tahmin etmeye çalışmaktır.

Ele alınan olaya ilişkin serinin bünyesinde gözlenen bu hareketlerin, hangi nedenlerin sonucu ortaya çıktığının bilinmesi önem kazanmaktadır. Ortaya çıkan bu hareketlerin çok sayıda faktörün karşılıklı eşzamanlı etkileşiminin sonucu olduğu açıktır. Ancak zaman serisinde gözlenen hareketleri etkileyen faktörlerin tamamının kavranmasındaki zorluktan ötürü, çok sayıdaki etkileri birkaç grup altında toplamak gereği ortaya çıkmaktadır<sup>29</sup>.

Zaman serilerinde, özellikle ekonomik nitelikli zaman serilerinde, gözlenen sistematik değişimlerin genelde dört ayrı etmene bağlı olduğu, ilgili değişimlerin bu bileşenlerin çok yönlü etkileşiminden kaynaklandığı kabul edilir<sup>30</sup>. Bunlar: i) Trend (T) ii) Konjonktürel Dalgalanmalar (K) iii) Mevsimsel dalgalanmalar (M) ve iv) Tesadüfi (Düzensiz, Rassal) Dalgalanmalar (D) şeklinde sıralanabilir.

Zaman serilerini etkileyen bu dört unsur, aşağıda kısaca açıklanmıştır.

Genel eğilim olarak da adlandırılan trend, olayın uzun dönemde göstermiş olduğu davranış biçimi olup, gelecekte de olayın göstereceği davranışın göstergesidir. Trend, nüfus artışlarına, teknolojik gelişmelere ve tüketici davranışlarındaki büyük çaplı değişimlere bağlanabilir<sup>31</sup>. Trend, ele alınan zaman süresi içindeki ortalama değişikliği gösterir. Zaman içinde trend ya azalır, ya artar ya da herhangi bir değişiklik göstermez<sup>32</sup>. Seride mevcut değerlerin

<sup>28</sup> Kenan Gürtan. *İstatistik ve Araştırma Metodları*, İstanbul: Fatih Yayınevi Matbaası, 1977, s. 241.

<sup>29</sup> F.A. Ekeblad. *The Statistical Method in Business*, New York: John Wiley and Sons Inc., 1962, s. 590.

<sup>30</sup> Arıcı, s. 225.

<sup>31</sup> Morris Hamburg. *Statistical Analysis for Decision Making*, New York: Harcourt, Brace and World, Inc., 1970, s. 542.

<sup>32</sup> Hatiboğlu, s. 238.



uzun bir zaman içerisinde göstermiş oldukları artış ya da azalışı ifade eden trendle ilgilenilirken ele alınan zaman serisi on yıldan az olmamalıdır<sup>33</sup>. Trend ekonomide olayların ana eğilimi olarak ifade edilir. Trendin biçiminin bilinmesi, işletmecilerin uzun vadeli plan ve programlarının en iyi şekilde düzenlenmesine imkan sağlar. Ayrıca işletmecinin doğru karar vermesine yardımcı olur<sup>34</sup>.

Uzun dönemli bir hareket olan trendin; teknolojik gelişmeler, tüketici zevkleri, kişi başına düşen gelir, ülkenin toplam nüfusu, piyasa büyüklüğü ve fiyat düzeyi gibi nedenler tarafından belirlendiği kabul edilmektedir<sup>35</sup>.

Mevsimsel dalgalanmalar, ilgili olayın, birbirini izleyen yılların aynı dönemlerinde göstermiş olduğu aynı veya benzer hareketleridir/davranışlarıdır<sup>36</sup>. Bir olayın aynı veya benzer hareketleri p zaman aralıklarıyla gözlemleniyorsa, olaya ilişkin zaman serisinin p periyoduna sahip olduğu söylenir. Zaman serisinin periyodunu belirleyen söz konusu zaman aralığı elde edilen verilere bağlı olarak tesbit edilir.

Mevsimsel dalgalanmalar, olayın zaman içindeki seyrinde doğal (tabii) ve sosyal sebeplerin tesiriyle mevsime bağlı olarak meydana gelen değişimlerdir. Bir yıl içinde meydana gelirler ve her yılın hemen hemen aynı zamanlarında değişir ve yaklaşık olarak aynı şiddette tekrarlanırlar, yani devridirler<sup>37</sup>. Mevsim hareketleri sistematik bir karaktere sahiptirler. Çünkü doğal ve sosyal sebeplerin etkisi altındadırlar. Bundan dolayı da önceden tahmin edilmeleri mümkündür<sup>38</sup>. Bir malın üretim, satış, tüketim, fiyat vb. miktarlarında mevsim etkisiyle meydana gelen değişimler mevsimsel dalgalanmalara örnektir.

Mevsim dalgalanmaları her ne kadar genel olarak devri ise de, bu tamamen değişmez bir özellik gösterdikleri anlamına gelmez. Bünyevi dalgalanmalar ve konjonktürel faktörlerin etkisiyle mevsim dalgalanmaları normal seyrinden sapabilmektedirler. Diğer taraftan teamül ve adetlerdeki gelişmeler de

<sup>33</sup> Herbert Arkin ve Raymond R. Colton –Çeviren:Saim Kendir-. **Ekonomi, İşletmecilik, Psikoloji, Eğitim ve Biyolojiye Uygulanan İstatistik Metotları**, Ankara: Ayyıldız Matbaası A.Ş., 1968, s. 45.

<sup>34</sup> Ünver, s. 199.

<sup>35</sup> Bowerman and O'Connell, s. 5.

<sup>36</sup> Necla Çömlekçi. **İstatistik**, Eskişehir: Bilim ve Teknik Kitabevi, 1982, s. 308.

<sup>37</sup> Haluk Cillov. **İstatistik Metodları**, İstanbul, 1975, s. 84; Arkin ve Colton, s. 45.

<sup>38</sup> Necati Türedi. "Zaman Serilerinde Mevsim Dalgalanmalarının Ölçülmesi ve Bir Uygulama", **Karadeniz Üniv. Dergisi İ.İ.B.F. Journal of Economic and Administrative Sciences**, Cilt:1, Sayı:2, Güz 1984, s. 133.

mevsimsel hareketlerin seyrinde deęişme meydana getirmektedir<sup>39</sup>. Mevsimsel hareketlerin hangi dönemde ortaya çıkacağıının bilinmesi, yöneticinin işini planlamasında yardımcı olur<sup>40</sup>.

Mevsimsel dalgalanmaların anlaşılması ötekilere kıyasla daha kolaydır. Çünkü yukarıdaki açıklamalardan da anlaşılacağı gibi, bu gibi deęişmeler az-çok düzenli bir biçimde tekrarlanan bir dalgalanma gösterir. Mevsime baęlı deęişmeler ya da dalgalanmalar deyimi yılın belirli zamanlarında görülen hareket ve dalgalanmaların temelde, gelecek yıllarda da tekrarlanma durumunu belirtmek için kullanılır. Ancak ilgilendiğimiz olayın durumuna baęlı olarak, bu zaman birimleri takvim düzeninde ve coęrafyada bildiğimiz "mevsim"den uzun ya da kısa süreli olabilir<sup>41</sup>.

Konjonktürel dalgalanmalar, ekonominin genel durumunu gösteren dalgalanmalardır. Başka bir ifadeyle, ekonomik durumun durgunluk, yükseliş, refah ve gerileme şeklinde gösterdiği dalgalanmalara konjonktürel dalgalanmalar adı verilir. Söz konusu bu dalgalanmalar periyodik olarak tekrarlanır<sup>42</sup>. Konjonktürel dalgalanmalar, sosyo-ekonomik yapıda meydana gelen deęişmelerin ilgili olayın zaman içindeki gelişimine yansımalarıdır<sup>43</sup>. Konjonktür hareketleri, dalgalar şeklinde gözlemlenir. Yani gözlenen olay zaman içinde artmakta, belirli bir noktaya geldikten sonra azalmaya başlamakta daha sonra tekrar artmaktadır. Meydana gelen bu hareketler bir trend etrafında olur. Konjonktürün yani çıkış ve inişin tamamlanma süresi bir yıl, beş yıl veya on yıl gibi farklı olabilir. Ayrıca trend etrafındaki iniş ve çıkışların büyüklüğü her devrede deęişik olabilir<sup>44</sup>. Konjonktürel dalgalanmaların analizi ile hammadde, yakıt ve mamul politikasını işletme yararına en uygun bir biçimde uygulama olanağı sağlanır<sup>45</sup>.

Konjonktürel dalgalanmaları mevsimsel dalgalanmalardan ayıran en önemli özellik, konjonktürel deęişmelerin her birinin daha uzun zaman

<sup>39</sup> Macr Nerlove. "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Provedures", *Econometrica*, 32, 1964, s. 258.

<sup>40</sup> Hatiboęlu, s. 238.

<sup>41</sup> Arıcı, s. 228-229.

<sup>42</sup> Turanlı, s. 38.

<sup>43</sup> Hamburg, s. 543.

<sup>44</sup> Hatiboęlu, s. 238; Arkin ve Colton, s. 45; Arıcı, s. 227.

<sup>45</sup> Ünver, s. 199.

aralıklarını kapsamaktadır. Ayrıca konjonktürel dalgalanmaların genelde iklim koşulları gibi mevsimlere özgü nedenlerden çok başka nedenlerden kaynaklandığı düşünülür.

Herhangi bir konjonktürel dalgalanmanın ne kadar süreceğini, hangi tür değişmeyi hangisinin izleyeceğini, bu değişmelerin her birinin şiddeti ile sonuçlarının neler olabileceğini önceden kestirmek oldukça zor bazen de olanaksızdır<sup>46</sup>.

Tesadüfi hareketler olarak isimlendirilen düzensiz dalgalanmalar, doğal, ekonomik veya siyasi nedenlerle ortaya çıkan dalgalanmalardır. Düzensiz dalgalanmalar, doğal veya sosyo-ekonomik sebeplerin bir olay üzerinde meydana getirdiği ani etkilerdir. Meydana gelme zaman ve şekilleri kesinlikle belirsizdir ve denetlenemez<sup>47</sup>. Düzensiz dalgalanmaları meydana getiren tesadüfi hareketlerin ne zaman meydana geleceği belli olmadığından, düzensiz dalgalanmalar önceden tahmin edilemezler. Bu dalgalanmalardan faydalanılarak durağan olmayan stokastik modellerde durağanlık sağlanabilir. Durağanlığın sağlanmasında, önce durağansızlığın nedenleri araştırılır, daha sonra bu nedenler uygun yöntemlerle ortadan kaldırılır<sup>48</sup>. Harpler, felaketler, grevler gibi düzenli olarak tekrarlanmayan faktörlere bağlı olağanüstü değişiklikler bu gruba girer. Bu dalgalanmaların uzun sürede birbirini dengeledikleri varsayılır<sup>49</sup>.

Yukarıda kısaca tanımlamaya çalıştığımız zaman serilerini etkileyen dört unsurun grafikleri, aşağıda Şekil-2.1'de gösterilmiştir.

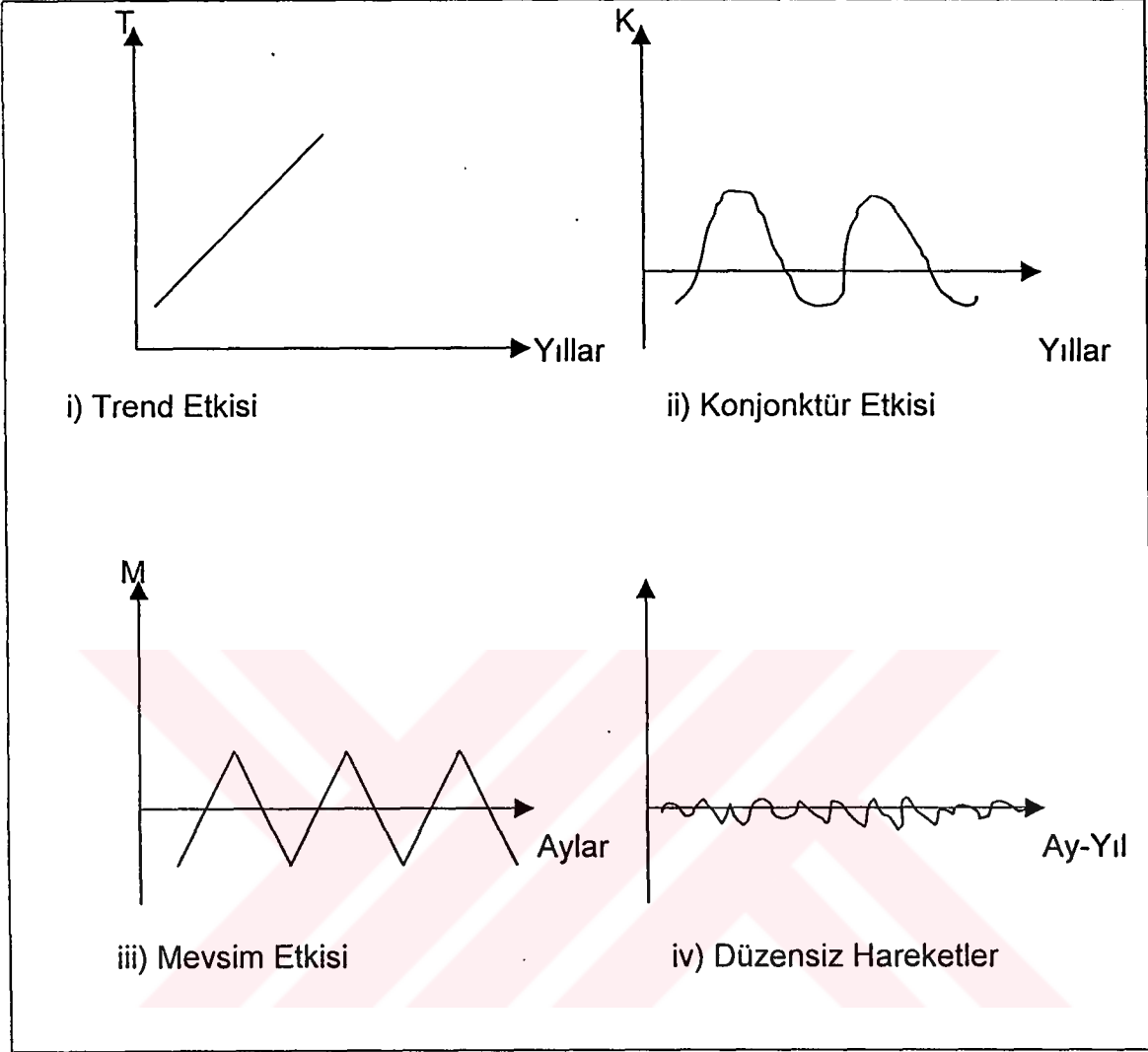
---

<sup>46</sup> Arıcı, s. 227.

<sup>47</sup> Çömlekçi, s. 308; Arıcı, s. 229.

<sup>48</sup> Turanlı, s. 38.

<sup>49</sup> Arıcı, s. 229.



Şekil-2.1. Zaman Serisinin Unsurları

### 2.3. Zaman Serilerinin Sınıflandırılması

Zaman serileri çeşitli açılardan sınıflandırılabilir. Bunlar; değişkenin alabileceği değerler veya gözlem değerlerinin elde edilmiş biçimine göre sürekli ve süreksiz zaman serileri, gözlem değerlerinin serinin ortalama değerinden büyük sapmalar gösterip göstermemesine göre durağan ve durağan olmayan zaman serileri ve gözlem değerlerinin göstermiş olduğu devresel hareketlere göre mevsimsel ve mevsimsel olmayan zaman serileri şeklinde belirtilebilir. Sözü edilen bu sınıflandırmalar aşağıda kısaca açıklanmıştır.

### 2.3.1. Sürekli ve Süreksiz Zaman Serileri

Bir değişkenin gözlem değerleri zaman içerisinde sürekli toplanıyorsa veya değişken sürekli değişken ise, bu tür zaman serilerine sürekli zaman serileri denir<sup>50</sup>. Başka bir ifadeyle, incelenen zaman serilerinin gözlem değerleri zaman içinde devamlı olarak elde ediliyorsa böyle zaman serileri sürekli zaman serileridir. Sürekli zaman serileri genellikle zaman içinde eşit olmayan aralıklarla elde edilen gözlem değerlerinden oluşur<sup>51</sup>.

Zaman serisi gözlem değerleri sadece belirli zaman aralıklarıyla toplanıyorsa bu tür zaman serilerine süreksiz/kesikli zaman serileri denir<sup>52</sup>. Süreksiz zaman serileri genellikle eşit zaman aralıklarıyla elde edilen gözlem değerlerinden oluşur. Uygulamada genellikle süreksiz zaman serileri kullanılır. Yapılan gözlemlerin sürekli olduğu durumlarda bile, belirli zaman aralıkları için, ilgili gözlem değerlerinin toplamı alınarak veya örnekleme yoluyla sürekli olan seriler süreksiz hale dönüştürülür<sup>53</sup>.

### 2.3.2. Durağan ve Durağan Olmayan Zaman Serileri

#### 2.3.2.1. Durağan Zaman Serileri

Zaman serileri stokastik bir süreci ifade ederler. Stokastik süreçlerde ise durağanlık önemli bir kavramdır. Bir stokastik süreç olarak zaman serisinin ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek mertebeden momentleri zamana göre değişmiyorsa veya seri periyodik dalgalanmalardan arınmışsa, seri durağan zaman serisi olarak adlandırılır<sup>54</sup>. Bir başka ifadeyle zaman serisini oluşturan değişkenin ortalaması ve varyansı zamandan bağımsız ise<sup>55</sup>, yani  $E(Y_t) = \mu$  ve varyansı  $E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$  olup sabit ise, seriye durağan zaman serisi denir. Bu duruma ise durağanlık denilir.

<sup>50</sup> Kutay, s. 9.

<sup>51</sup> George E.P. Box and Gwilyn M. Jenkins. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Fransisco: Holden-Day Inc., 1976, s. 23

<sup>52</sup> Kutay, s. 9.

<sup>53</sup> Box and Jenkins, s. 23.

<sup>54</sup> Wasney A. Fuller, *Introduction to Statistical Time Series*, U.S.A.: John-Wiley and Sons Inc., 1976, s. 3.

<sup>55</sup> Kutay, s. 10.

Zaman serilerinde durağanlık incelenirken tam durağanlık, birinci dereceden durağanlık ve ikinci dereceden durağanlık kavramlarına da değinmek gereklidir.

Tam durağanlık, eğer bir zaman serisinin tüm özellikleri zamana göre değişmiyorsa, bu seriye tam durağan zaman serisi denilir.

Matematik olarak ifade etmek gerekirse, zaman serisinde  $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$  zamanlarında gözlenen  $Y_{t_1}, Y_{t_2}, Y_{t_3}, \dots, Y_{t_n}$ , tesadüfi değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonu ile  $t_{1+k}, t_{2+k}, t_{3+k}, \dots, t_{n+k}$  zamanlarındaki  $Y_{t_{1+k}}, Y_{t_{2+k}}, Y_{t_{3+k}}, \dots, Y_{t_{n+k}}$ , değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonları aynı ise, seriye tam durağan seri denilir. Bu duruma da tam durağanlık denilir<sup>56</sup>. Tam durağan zaman serisi, bileşik olasılık fonksiyonu zaman kümesi içindeki her noktada aynı özelliğe sahip, seriyi meydana getiren gözlem değerlerinden etkilenmeyen, sadece zaman kümesinin elemanları arasındaki uzaklığa bağlı olan bir seridir.

Tam durağan zaman serilerinin bütün özellikleri tüm zaman noktaları boyunca değişmez. Bu yüzden tam durağan zaman serileri istatistik olarak dengede olan seriler olarak da ifade edilebilir<sup>57</sup>.

Bir zaman serisinin tüm özellikleri değil de sadece sıfır orijinine göre birinci momenti yani aritmetik ortalaması zamana göre değişmiyorsa seriye birinci dereceden durağan seri denilir. Bu tür durağanlığa da birinci dereceden durağanlık adı verilir. Eğer zaman serisinin sıfır orijinine göre birinci momenti yani aritmetik ortalaması ile aritmetik ortalamaya göre ikinci momenti yani varyansı ve de kovaryansı zamana göre değişmiyorsa bu seriye ikinci dereceden durağan seri denilir. Bu tür durağanlığa da ikinci dereceden durağanlık, kovaryans durağanlık ya da zayıf durağanlık adı verilir<sup>58</sup>. İkinci dereceden durağan serilerde gecikme sıfıra eşit olduğunda varyans ile kovaryans eşit olacağı için aritmetik ortalamaya göre ikinci moment olarak hem varyans hem de kovaryans verilmiştir. İkinci dereceden durağan olan bir seride, zaman kümesi içindeki her noktada serinin aritmetik ortalaması ( $\mu$ ) değişmez ve

<sup>56</sup> Box and Jenkins, s. 26; Abraham and Ledolter, s. 194.

<sup>57</sup> Gwilym M. Jenkins and Donald G. Watts. *Spectral Analysis and Its Application*, California: Holden Day Inc., 1968, s. 4.

<sup>58</sup> R. Charles and Nel Son. *Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting*, San Francisco: Holden Day Inc., 1973, s. 21.

serisinin gözlem değerleri arasındaki kovaryans yalnızca bu değerler arasındaki zaman aralığına yani gecikmeye bağlıdır.

Zaman serileri analizinde genellikle serinin birinci ve ikinci momentleri ile ilgilenildiğinden, durağanlık konusunda kovaryans durağanlık varsayımı yeterli görülmektedir. Çok değişkenli normal dağılım ilk iki moment ile tam olarak belirlenebildiğinden, normal dağılıma sahip serilerde kovaryans durağanlık tam durağanlığı da belirtir<sup>59</sup>.

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığının tesbiti, gözlemlerin analizi ile mümkündür. Yukarıda ifade edildiği gibi, seri durağan ise gözlemlenen değerler sabit bir ortalama etrafında değişecektir. Bu durumu verilerin grafiğini çizerek görmek mümkündür.

#### 2.3.2.2. Durağan Olmayan Zaman Serileri

Zaman serisini oluşturan değişkenin ortalaması ve varyansı zamandan bağımsız değilse, zaman serisine durağan olmayan zaman serisi denir. Bir başka ifade ile, zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman içinde dikkate değer bir değişme gösteriyorsa, yani ilgili serinin aritmetik ortalaması ve varyansı sabit değilse, seriye durağan olmayan zaman serisi denir.

Gerçek hayatta, özellikle iktisadi hayatta, durağan zaman serilerine çok az rastlanılır. Bu seriler genellikle zaman serilerini meydana getiren trend, konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsel dalgalanmalar ve tesadüfi dalgalanmalardan en az birini veya bir kaçını içerirler. Bu yüzden durağan olmayan zaman serilerinin gözlem değerlerinin bileşik olasılık dağılımı, ilgili gözlemlerin yapıldığı zaman noktalarının ileriye veya geriye kaydırılmasıyla değişir. Serinin değişik bölümleri arasında farklılık olur. Bu tür bir serinin bileşik dağılım fonksiyonu için  $n$  adet ortalama,  $n$  adet varyans ve  $(n^2-n)/2$  adet otokovaryans olmak üzere toplam  $(n^2-3n)/2$  adet parametrenin tahmin edilmesi gerekmektedir<sup>60</sup>. Bu kadar parametreyi hesaplamak oldukça zor hatta bazen

<sup>59</sup> Christopher Chatfield. *The analysis of Time Series an Introduction*, 4<sup>th</sup> Edition, London: Chapman and Hall, 1991, s. 30.

<sup>60</sup> Sir Maurice Kendall, Alan Stuart and J. Keith Ord. *Kendall's Advanced Thory of Statistics*, London: Charles Griffin and Company, 1987, s. 506-507.



imkansızdır. Bu yüzden uygulamada sıkça karşılaşılan durağan olmayan zaman serileri, bir takım dönüşüm yöntemleriyle durağan hale getirilip daha sonra analiz edilirler. Böylece hesaplanacak parametre sayısı bir adet ortalama ve  $n$  adet kovaryans olmak üzere  $n+1$ 'e indirilmiş olur. Ayrıca durağan olmayan serileri durağan hale dönüştürmek zorunludur çünkü, zaman serileri analizleri için geliştirilen ve kullanılan olasılık modelleri, sadece durağan zaman serilerine uygulanabilen modellerdir.

Zaman serilerinin durağanlaştırılması ile ilgili geniş bilgi sonraki bölümlerde ayrıntılı olarak verilecektir.

### 2.3.3. Mevsimsel ve Mevsimsel Olmayan Zaman Serileri

Mevsimsel dalgalanmalar, mevsimlerin zaman serisi üzerindeki etkilerini gösterir. Eğer mevsimler seriyi etkiliyorsa, söz konusu bu etkinin ölçülmesinde mevsimlik dalgalanmaların incelenmesi gereklidir<sup>61</sup>. Devreler bir yıldan uzun olmamak kaydıyla, bir zaman serisindeki tekrarlanan döngüsel hareketlerin tümüne mevsimsel dalgalanmalar denilir<sup>62</sup>. Buna göre bir zaman serisinde birbirini takip eden yılların aynı aylarında benzer devri hareketler görülüyorsa seriye mevsimsel seri, aksi halde mevsimsel olmayan seri denilir.

Mevsimsel dalgalanmalar genellikle doğal ve sosyo-ekonomik sebeplerden dolayı ortaya çıkar. Mevsimsel dalgalanmalar hem döngüsel hem de periyodiktir. Çünkü mevsimsel dalgalanmaların uzunluğu hep aynı ve 12 aydır<sup>63</sup>. Yani, mevsimsel dalgalanmaların periyodu bir yıldır. Dolayısıyla mevsimsel dalgalanmalar bir yıldan kısa süreli aylık veya üç aylık zaman serilerinde görülebilir. Bir yıl ve daha uzun süreli zaman serilerinde mevsimsel dalgalanmalar görülmez.

---

<sup>61</sup> Turanlı, s. 38.

<sup>62</sup> Serper, s. 294.

<sup>63</sup> Serper, s. 294.



## 2.4. Zaman Serilerinin Analizi

Zaman serisi analizi, zaman serilerinin trend, konjonktürel, mevsimsel ve tesadüfi etkiler nedeniyle gösterdikleri dalgalanmaları belirlemek için bunların bileşimlerinin incelenmesine dayanan bir tekniktir<sup>64</sup>.

Zaman serileri analizinin temeli, serilere düzensiz bir görünüm veren hareket veya dalgalanmalara sebebiyet veren faktörlerin ve tesirlerin tesbit edilmesine dayanır<sup>65</sup>.

Zaman serileri çözümlemesi, geçmiş dönemlere ilişkin gözlem değerleri yardımıyla geçmiş analiz ederek geleceğe dönük tahminler yapmayı amaçlar. Bu tahminler yapılırken, zaman serisinin geçmiş dönemlerdeki hareketlerinin gelecek dönemlerde de aynı eğilim içinde bulunacağı varsayılır. Böylece elde edilecek tahminler, gerek işletmede gerekse ülke ekonomisinde yapılacak geleceğe yönelik planlama işlerini kolaylaştırır. Yine, zaman serileri analizi bir firma veya iş kolunun fiili durumunu istatistik açıdan değerlendirmede yardımcı olur. Zaman serileri analizinin başka bir yararı da, herhangi bir faktörün etkisini azaltmaya yönelik önlemlerin daha isabetli bir şekilde alınmasını ve daha etkin bir şekilde uygulanmasını sağlamasıdır. Özellikle mevsime bağlı iş kollarında, mevsimsel dalgalanmaların şiddeti bilindiğinde, ölü sezonda bunların olumsuz etkilerini azaltmaya yönelik önlemler daha isabetli bir şekilde alınıp daha yararlı bir şekilde uygulanabilir<sup>66</sup>.

Geleneksel zaman serisi analizi yöntemleri, temelde betimsel nitelikte olup, gelecekteki gelişmelere ilişkin olası açıklama ve yorum yapmaz. Söz konusu yöntemlerin zaman serisi analizine yaklaşımları, seriyi, kendisini etkileyen unsurlara ayırmak ve her unsuru ayrı ayrı ele alarak incelemektir<sup>67</sup>. Analiz yönteminin dayandırıldığı temel varsayım, seriyi etkileyen unsurların nasıl birleşip ortak bir davranış gösterebileceklerine dönüktür. Burada zaman serilerini etkileyen unsurların değerleri toplanabilir ve birbirinden bağımsızdır. Böylece  $Y_t$ , olayın  $t$  anındaki gözlem değeri,  $T_t$  trendin,  $K_t$  konjonktürel

<sup>64</sup> Halil Seyidoğlu, *Ekonomik Terimler Ansiklopedik Sözlük*, Ankara: Güzem Yayınları No:4, 1992, s. 989.

<sup>65</sup> Bilge A. Köksal. *İstatistik Analiz ve Metodları*, İstanbul, 1980, s. 340; Türedi, s. 134.

<sup>66</sup> Serper, s. 290-291.

<sup>67</sup> Hamburg, s. 39.

dalganın,  $M_t$  mevsimsel dalganın ve  $D_t$  düzensiz dalganın değeri olmak üzere,

$$Y_t = T_t + K_t + M_t + D_t \quad (2.1)$$

şeklinde ifade edilir. Başka bir varsayım ise, adı geçen dört unsurun çarpılabilirliğini kabul eder. Bu varsayım göre,

$$Y_t = T_t * K_t * M_t * D_t \quad (2.2)$$

şeklinde yazılabilir. Bu ifadenin logaritması alınır,

$$\text{Log}Y_t = \text{Log}T_t + \text{Log}K_t + \text{Log}M_t + \text{Log}D_t \quad (2.3)$$

şekline dönüşür. Bu da, her iki varsayımın unsur etkilerinin toplanabilirliğine dayandığını, fakat ikinci varsayımın logaritmaların toplanabilirliğini kabul ettiğini gösterir<sup>68</sup>. Zaman serileri analiz edilirken bu dört parçadan her birinin toplamı nasıl meydana getirdiği araştırılır, yani her birinin toplam içerisindeki payı belirlenir<sup>69</sup>. Uygulamada söz konusu bu iki varsayımdan herhangi biri kabul edilerek yapılan analizlerde, esas olarak genel eğilim ve mevsimsel dalganın incelenir. Bunun sebebi, konjonktürel ve düzensiz dalganın denetlenme imkanının olmayışı ve önceden bilinmelerinin kesinlikle imkansız oluşudur.

Bu iki model arasında seçim yapabilmek için ilgili ekonomik olayın önceden tanınması veya araştırılması gereklidir. Hangi modelin benimseneceği konusunda kesin bir kriter bulunmamakla beraber, bu konuda trend ve mevsimsel dalganınla ilgili şu göstergelerden hareket edilir. Eğer trend ve nispi artışların bir ucundan diğerine sabitse ve özellikle mevsimsel dalganın trend ile orantılı bir şekilde değişiyorsa, çarpımsal modeli kullanmak daha uygundur. Toplama varsayımı ise, adı geçen dört bileşenin ortogonalliğine dayandığı için diğerine göre daha ideal bir varsayım olup, ekonometrik çalışmalarda daha az uygulama alanı bulmaktadır. Bu modelde genel olarak mevsimlik hareketler sabittir<sup>70</sup>.

<sup>68</sup> P. H. Karmel and M. Polasek. *Applied Statistics for Economists*, 3th Edition, London: Pitman Publishing Ltd., 1970, s. 271.

<sup>69</sup> Hatiboğlu, s. 238.

<sup>70</sup> Bedriye Saraçoğlu. "Ekonomik Zaman Serileri ve DİE Toptan Eşya Fiyat Endeksinde Trend ve Mevsimlik Dalganın Regresyon Yoluyla İncelenmesi" *Gazi Üniv. İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt:6, Sayı:1, 1990, s. 143.

Zaman serilerinin analizi, bir çok amaç için gerekli ve yararlıdır. Bu amaçları; zaman serisini unsurlarına ayırma, zaman serileri arasındaki ilişkileri açıklama, kontrol ve ileriye dönük tahmin şeklinde sıralamak mümkündür. Zaman serileri analizinin en önemli amacı, ileriye yönelik tahmin için kullanılmasıdır. Zaman serileri analizleri yoluyla elde edilecek bilgiler, uzun ve kısa süreli bir çok kararlar ve planlamalar için yararlı olur. Bu tür analizlerden elde edilebilecek bilgi ve sonuçları dikkate alarak yatırımları, personel politikasını, uzun ve kısa süreli önlemleri ve girişimleri daha gerçekçi biçimde yönlendirmek mümkün olur<sup>71</sup>.

Zaman serileri analizlerinde kullanılan teknik ve yöntemlerin hemen hepsi betimsel niteliktedir. Bunların hepsinin seçiminde ve uygulanmasında subjektif yönler vardır.

Zaman serilerinin geçmiş ve bu günkü gözlem değerlerine dayanılarak gelecek dönem değerlerinin tahmin edilmesi gereği, zaman serileri analizinin ileriye yönelik tahmin amacını oluşturur. Söz konusu bu amaca ulaşmak için araç olarak kullanılacak çeşitli tahmin yöntemleri geliştirilmiştir. Bu yöntemler yardımıyla zaman serilerinin özellikleri, yani zaman serilerinin unsurları ortaya çıkarılır. Zaman serileri hangi amaçla analiz edilirse edilsin ilk olarak yapılacak iş, seriyi meydana getiren unsurları ortaya çıkarmak ve bu unsurları birbirinden ayırmaktır. Bu unsurlar göz önüne alınarak kurulacak modeller vasıtasıyla ileriye yönelik tahminler yapılır.

## **2.5. Zaman Serileri Analizinde Kullanılan Tahmin Yöntemleri**

Yukarıda da ifade edildiği gibi zaman serileri çeşitli amaçlar için analiz edilebiliyor ve bunların en önemlisi de ileriye yönelik tahmin amaçlı olanıdır. Zaman serileri ile ilgili bu ileriye yönelik tahmin yöntemlerini iki grupta toplamak mümkündür. Birincisi, çok değişkenli zaman serileri ile ilgili tahmin yöntemleri, ikincisi ise, tek değişkenli zaman serileri ile ilgili tahmin yöntemleridir.

---

<sup>71</sup> Arıcı, s. 224.

### 2.5.1. Çok Değişkenli Zaman Serileri ile İlgili Tahmin Yöntemleri

İki veya daha fazla zaman serisi arasındaki sebep-sonuç ilişkisini belirleyen ve sonra da tahmin ve kontrol amacıyla kullanılan yöntemler bu gruba girer. Tahmin edilecek değişken ile bu değişkeni açıklayan diğer değişkenler arasında mantıksal bir takım ilişkiler varsa ve bu değişkenlerin zaman aralıklarıyla aldığı sayısal değerler mevcutsa, söz konusu değişkenler arasında bir ilişki modeli kurulur. Bu tür tahmin yöntemlerine örnek olarak dinamik regresyon modelleri, dönüşüm fonksiyon modelleri ve çok değişkenli zaman serileri analiz yöntemleri verilebilir<sup>72</sup>.

Çok değişkenli zaman serileri ile ilgili tahmin modelleri, tahmin sistemiyle ilgili her şeyin bilindiğini varsayar ve birbiriyle ilişkili olayların tahmin edilmesini sağlar. Bu tür ilişki modellerine dayanılarak yapılan tahminlerin hatası bir miktar düşük olabilir. Ama şunu da unutmamak gerekir ki, tahmin sistemiyle ilgili her şeyin bilinmesi her zaman mümkün olmayabilir ya da mümkün olsa bile analiz için uygun olmayabilir. Mesela, verileri yıllık kıymetleri gösteren bir değişken, yıllık verileri esas alan ekonometrik çalışmalarda kullanılan ilişki modelleri için uygun bir değişkendir. Ancak yıllık kıymetleri bilinen bir değişkenin aylık kıymetlerini istatistik yöntemlerle belirlemek mümkün olsa da, belirlenen kıymetler sağlıklı olabilir. Aylık verileri esas alan ekonometrik çalışmalarda kullanılan ilişki modellerinde bu verilerin kullanılması sonucunda, güvenilirliği daha düşük bulgular elde edilebilir. Bundan dolayı, zaman serilerinin ileriye yönelik tahmininde tek değişkenli zaman serileriyle ilgili tahmin yöntemleri daha yaygın ve daha güvenli olarak kullanılmaktadır.

### 2.5.2. Tek Değişkenli Zaman Serileri ile İlgili Tahmin Yöntemleri

Zamana bağlı tek bir değişkene ait verilerin bulunması durumunda kullanılan ve yalnızca ileriye yönelik tahmin yapmaya olanak sağlayan istatistik yöntemler bu gruba girer. Bu tür yöntemler söz konusu zaman serilerinin bu günkü ve geçmiş dönem gözlem değerlerini kullanarak bu serilerin gelecek

<sup>72</sup> Ahmet Özmen, Zaman Serileri analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi, Eskişehir: T.C. Anadolu Üniv. Yayınları No:207, Fen Ed. Fak. Yayınları No:9, 1986, s. 8.

dönem tahmin değerlerinin bulunmasını sağlar. Tek değişkenli zaman serileri ile ilgili tahmin yöntemlerinin dayandığı üç önemli varsayım vardır. Bunlar:

- İlgilenilen bir zaman serisinin sahip olduğu zaman serisi unsurlarının gelecek dönemde de aynı kalacağı kabul edilir. Bu varsayım sayesinde geçmiş dönem gözlem değerlerinden hareketle gelecek dönem tahmini değerleri elde edilir.

- Bu yöntemler, eşit zaman aralıklarıyla elde edilen gözlem değerlerinden meydana gelen süreksiz zaman serilerine uygulanır.

- Söz konusu bu yöntemler, zaman serisini meydana getiren unsurları birbirlerinden ve tesadüfi unsurlardan ayırarak serinin gelecek dönemlerde alabileceği değeri/değerleri tahmin etmeyi amaçlar.

Aşağıda tek değişkenli zaman serileri ile ilgili tahmin yöntemleri kısaca açıklanmaya çalışılmıştır.

### **2.5.2.1. Trend Analizi Yöntemi**

Bir zaman serisinde görülen sürekli artma ya da sürekli azalma şeklindeki değişmeye trend denir. Trend, zaman serilerinde meydana gelen artış veya azalışları yani, devreden devreye dalgalanmaların genel karakterini ifade eder. Uzun dönem eğilimi de denilen ve ekonomik olayların ana eğilimini gösteren trendi, çeşitli genel ve sürekli sebepler meydana getirir. Pek çok zaman serisinde görülen trend için genel ve sürekli sebep olarak nüfus artışı ve teknolojik gelişmeler gösterilebilir.

Trend analizi yöntemi, ileriye yönelik tahmin yapma konusunda geliştirilen, hesaplanması ve anlaşılması kolay olan ve genellikle orta ve uzun dönem gelecek tahmini amacıyla kullanılan en eski sayısal tahmin yöntemlerinden biridir.

Trend analizi, herhangi bir işletmenin gelecek yıllarda nasıl bir gelişme göstereceği ve bu gelişmeye paralel nasıl bir gelişme politikası izlenmesine karar verirken işletmeciye yardımcı olur<sup>73</sup>.

---

<sup>73</sup> Ünver, s. 208.

Trend analizinde amaç, seriyi diğer düzenli ve düzensiz değişmelerden ayırarak sürekli artış ya da sürekli azalış biçimindeki eğilimi ortaya çıkarmaktır<sup>74</sup>. Trend analizinde, zamana bağlı herhangi bir olaya ait kıymetlerin dağılıma diyagramında göstermiş oldukları serpilmeye uygun bir matematik fonksiyon belirlenir. Bu fonksiyonla da ilgili olayın zamana göre nasıl bir genel eğilim gösterdiği bulunmaya çalışılır. Yani trend analizi, biri açıklayıcı değişken  $t$ , diğeri açıklanan değişken  $Y$  kabul edilen iki değişken/vasıf arasındaki ilişkiyi matematik fonksiyonla  $Y_t=f(t)$  şeklinde ifade etmeye ve bu fonksiyonun parametrelerini belirlemeye çalışır.

İlgilenilen zaman serisini en iyi temsil edecek trend denkleminin tipi belirlendikten sonra, orta ve uzun dönem için gelecek tahminleri kolay bir şekilde elde edilir. Bu hesaplamaları günümüzde bilgisayar yardımıyla hesaplamak yaygınlaşmıştır. Bu yöntemin maliyeti uygulamaya bağlı olarak değişebilir ama genelde düşük maliyetlidir.

Trend analiz yönteminin bazı sakıncalı yönleri vardır. Bunlardan birincisi, yöntemin tahmin amacıyla kullanılabilmesi için en az 7-8 yıllık<sup>75</sup>, hatta bazılarında göre en az 10 yıla ait veriye ihtiyaç bulunmasıdır. İkincisi, seriye yeni bir gözlem değeri eklendiğinde, yöntemin bu duruma hemen uyarlanması çok zordur. Eklenen yeni gözlem değerinin de dikkate alınarak tahminin yapılması, belirlenecek fonksiyonun parametre değerlerinin yeniden tahmin edilmesini, bütün gözlem kümesinin yeniden çalıştırılmasını gerekli kılar. Üçüncüsü, tahmin işleminde sadece iki değişkenin, tahmin edilecek değişken ile zaman değişkeninin dikkate alınmasıdır. Halbuki iktisadi olayların meydana gelmesinde etkili olan çok sayıda faktörün olduğu bilinen bir gerçektir. Dördüncüsü, bir zaman serisi için belirlenen trend denkleminin yeterli olup olmadığının istatistik olarak test edilemeyip sadece tahmin hatalarının karesini minimum kılan denklemin yeterli kabul edilmesidir. Beşincisi, trend analiz yöntemi ile elde edilen tahmin değerleri için belirlenecek güven aralıkları, tahminin yapıldığı zaman aralığı ile trendin tahmininde kullanılan verilerin kapsadığı zaman arasındaki farka bağlı olduğundan, uzun dönem tahminleri için belirlenecek

---

<sup>74</sup> Kutay, s. 18.

<sup>75</sup> Chatfield, s. 68; Serper, s. 296.



güven aralıkları oldukça geniş olacaktır. Bu yüzden yapılan tahminlerin güvenilirliği de azalacaktır. Son olarak, söz konusu bu yöntem zaman serilerinin mevsim unsurunu dikkate almamaktadır<sup>76</sup>.

### 2.5.2.2. Hareketli Ortalamalar Tahmin Yöntemi

Hareketli ortalamalar tahmin yönteminin esası, ilgilenilen zaman serisindeki gözlem değerlerini belirli büyüklükteki kümeler halinde toplamak, her küme için aritmetik ortalama hesaplamak ve bu ortalamayı ait olduğu kümenin en son terimini izleyen terimin tahmin değeri olarak kabul etmesidir<sup>77</sup>. Bunu formülleştirecek aşağıdaki eşitliği elde ederiz;

$$Y_{t+1} = \frac{1}{N} (Y_t + Y_{t-1} + Y_{t-2} + \dots + Y_{t-N+1}) \quad (2.4)$$

Hareketli ortalamalar tahmin yönteminin uygulanabilmesi için, ilgili zaman serisinin gözlem değerlerinin oluşumunda tesadüfiliğin yüksek olması ve birbirini izleyen gözlem değerleri arasındaki otokorelasyonun ise düşük olması gereklidir. Uygulanabilmesi için çok sayıda gözlem değerine ihtiyaç duyulan bu yöntem, kısa dönem tahmin amacıyla kullanılır. Kısa dönem tahmin amacıyla kullanılmasının nedeni, tahmini yapılacak olayın temel unsurlarında değişiklik meydana geldiğinde, bu yöntemin yeni duruma kolayca uyarlanamamasıdır.

Hareketli ortalamalar tahmin yönteminin en önemli eksikliği, yöntemde sadece hareketli ortalama dönemindeki verilere eşit ağırlık verilip, önceki dönemlerin hiç dikkate alınmamasıdır.

Bu yöntemle uzun dönem tahmin yapılacak olursa, tahmin değerlerinin doğruluk derecesi düşük olmaktadır. Yalnız bir aylık ön dönem için yapılan tahminler yüksek derecede güvenilirliğe sahip olabilmektedirler<sup>78</sup>.

<sup>76</sup> Syros Makridakis and Steven C. Whellwright. *Interactive Forecasting Univariate and Multivariate Methods*, 2<sup>nd</sup> Edition, San Francisco: Holden-Day Inc., 1978, s. 121.

<sup>77</sup> Douglas C. Montgomery, Lynwood A. Johnson and John S. Gardiner. *Forecasting and Time Series Analysis*, 2<sup>nd</sup> Edition, New York: McGraw-Hill, Inc., 1990, s. 62-63; Makridakis and Whellwright, *Interactive ...*, s. 106.

<sup>78</sup> Steven C. Whellwright and Syros Makridakis. *Forecasting Methods for Management*, New York: John-Wiley and Sons Inc., 1973, s. 34-35.

Trend analizi yöntemi gibi, hareketli ortalamalar tahmin yöntemi de mevsimsel verileri incelemede uygun değildir.

### 2.5.2.3. Üssel Düzeltme Yöntemi

Kuramsal esasları 1958'de C. C. Holt tarafından ortaya konulan üssel düzeltme yöntemi, mevsim ve trend unsuru içermeyen basit yapıdaki zaman serileri için uygulanmıştır. Yönteme biraz daha açıklık getirip uygulama alanına koyan ise Brawn'dur. Daha sonra 1960'larda üssel düzeltme yöntemi Winter sayesinde mevsimsellik gösteren iktisadi zaman serilerinin gelecek tahmininde kullanılmaya başlanmıştır<sup>79</sup>.

Üssel düzeltme yöntemi, temel özellik açısından hareketli ortalama yöntemine benzer. Ancak üssel düzeltme yöntemi zaman serilerinin tüm gözlem değerlerini dikkate alır ve seri değerlerine bu günkü dönemden uzaklıklara göre azalarak tartı verir. Bundan dolayı da hareketli ortalama yönteminden ayrılır.

Üssel düzeltme tahmin yönteminde kullanılan eşitlik,

$$Y_{t+1} = \alpha Y_t + \alpha(1-\alpha)Y_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 Y_{t-2} + \dots + \alpha(1-\alpha)^k Y_{t-k} \quad (2.5)$$

şeklinde ifade edilebilir<sup>80</sup>.

Üssel düzeltme yöntemleri ile her türlü zaman serisi için ileriye dönük tahmin yapılabilir. Çünkü zaman serilerini meydana getiren tüm unsurları dikkate alan üssel düzeltme yöntemi geliştirilmiştir. Üssel düzeltme yöntemi uzun süre gerektirmediği gibi maliyeti de düşüktür. Seriyeye yeni bir gözlem değeri ilave edildiğinde yöntem, yeni duruma kalayca uyarlanabilir ve yeni ilave olan bu gözlem değerinden önce yapılan işlemlerin yeniden yapılmasına ihtiyaç duymaz.

Üssel düzeltme yöntemlerinin yukarıda bahsedilen olumlu yönlerinin yanında bazı olumsuz yönleri de mevcuttur. Bunlardan birisi, bu günkü dönemden uzaklıklarına göre seri kıymetlerine verilen  $\alpha$  katsayısının değerini uygun bir şekilde tesbit etmek için kesin bir kuralın olmamasıdır. Bu durum

<sup>79</sup> Chatfield, s. 68.

<sup>80</sup> Montgomery, Johnson and Gardiner, s. 84-85; Whellwright and Makridakis, *Forecasting ...*, s. 49.



deneme yanılma yöntemi ile çözülmeye çalışılır. Diğeri ise, kullanılan üssel düzeltme modelinin yeterli olup olmadığını test edebilmek için herhangi bir testin bulunmamasıdır.

#### 2.5.2.4. Uyarlayıcı Arındırma Tahmin Yöntemi

Uyarlayıcı arındırma yöntemi, 1970'li yıllarda Wheelwright ve Makridakis tarafından geliştirilmiştir. Bu yöntemde zamana bağlı bir olayla ilgili tahmin modeli belirlendikten sonra, bu olayı meydana getiren unsurlarda meydana gelebilecek değişiklikleri, yeniden başka bir tahmin modeli belirlemeye gerek bırakmadan doğrudan tahmin değerlerine yansıtma imkanı vardır. Bunun için bu yöntemle ilişkin modellere kendi kendini yenileyen modeller de denilir. Bu modeller ise tahmin yapmada araştırmacının müdahalesini en aza indirir.

Hareketli ortalamalar ve üssel düzeltme yöntemlerinde olduğu gibi uyarlayıcı arındırma yönteminde de gelecek dönemin tahmin değeri, geçmiş dönem gözlem değerlerinin toplamları alınarak elde edilir. Uyarlayıcı arındırma tahmin modelini,

$Y_{t+1}$ : t+1(gelecek) dönemine ait tahmin değeri,

$Y_i$  : i dönemine ait gözlem değeri,

$\varphi_i$  : i dönemine ait başlangıç tartı değeri

olmak üzere,

$$Y_{t+1} = \sum_{i=t-N+1}^t \varphi_i Y_i \quad (2.6)$$

şeklinde ifade etmek mümkündür.

Hareketli ortalama ve üssel düzeltme yöntemlerinde olduğu gibi uyarlayıcı arındırma yönteminde de yapılan tahminler kısa dönem içindir. Yani uyarlayıcı arındırma yöntemi kısa dönem tahmin için kullanılır. Uyarlayıcı arındırma yöntemi ile elde edilen gelecek tahmini sonuçları, hareketli ortalama ve üssel düzeltme yöntemleri aracılığı ile elde edilen gelecek tahmini

sonuçlarından daha güvenilirdir<sup>81</sup>. Söz konusu bu yöntemde, her bir gözlem değeri için ayrı ayrı hesaplanacak olan tartılar ( $\varphi_i$ ), tahmin hatalarının karelerini en küçük yapacak şekilde belirlenir<sup>82</sup>.

Uyarlayıcı arındırma yöntemi yardımıyla ileriye yönelik tahmin yaparken takip edilen basamaklar şöyledir:

İlk basamakta daha önce bahsedilen hareketli ortalama yönteminde olduğu gibi, ilgili zaman serisindeki gözlem değerleri belirli büyüklükte kümeler halinde toplanır, her bir küme için tartılı ortalama hesaplanır ve hesaplanan bu ortalama değer ait olduğu kümenin en son terimini izleyen seri terimi için tahmin değeri olarak alınır. Kümelerde bulunan her bir gözlem değeri için bir tartı belirleneceği için tartı sayısı kümelerin terim sayısı olan N'e eşittir. Tartıların değerleri toplamı bire eşit olacaktır. Burada alınacak tartıların başlangıç değeri keyfi olarak alınabileceği gibi  $1/N$  olarak da alınabilir. Mevsimsellik gösteren serilerde tartı sayısı 12 olacaktır. Uyarlayıcı arındırma yönteminin bu basamağında yapılan tahmin, başlangıç tartı değerini kullanarak analiz edilecek serinin bilinen en son dönemi (t dönemi) için yapılan tahmindir.

İkinci basamakta, tahmin yapılan döneme ait tahmin hatası ( $Y_i - \hat{Y}_i$ )= a hesaplanır.

Üçüncü basamakta, bir önceki basamakta hesaplanan tahmin hatası a esas alınarak başlangıç tartı değerleri (2.7) eşitliği yardımı ile uyarlanır.

$$\varphi'_i = \varphi_i + 2kaY_i \quad (2.7)$$

Burada,

$\varphi'_i$  : Tartının uyarlanmış değeri,

$\varphi_i$  : Tartının başlangıç değeri,

k : Öğrenme sabiti (Öğrenme sabiti, tartıların uyarlanma çabukluğunu gösteren bir katsayıdır),

<sup>81</sup> Sypros Makridakis and Steven C. Whellwright. "Adaptive Filtering: An Integrated Autoregressive Moving Average Filter for Time Series Forecasting", *Operational Research Quarterly*, Vol.28, No:2, 1977, s. 426; Steinar Ekern. "Forecasting with Adaptive Filtering: A Chirical Reexamination", *Operational Research Quarterly*, Vol.27, No:3, 1976, s. 707.

<sup>82</sup> Ekern, s. 705-706.

a : Tahmin hatası,

$Y_i$  : i inci döneme ait gözlem değeri olarak alınır.

Dördüncü ve son basamakta ise, uyarlanmış olan tartı değerleri t+1 dönemi için yazılacak tahmin denkleminde tartı olarak alınır. t+2 dönemi için tahmin yapmak gerektiğinde ise, t+1 döneminin gerçek gözlem değerini, bu dönemin tahmin hatası  $a=(Y_{t+1} - \hat{Y}_{t+1})$ 'yi hesaplayabilmek için beklemek gerekir. Burada  $Y_{t+1}$  dönemine ilişkin gerçek gözlem değerine t+2 dönemine ilişkin tahmin modelinde yer verilince, t+1 dönemine ilişkin tahmin modelinde yer alan en eski gözlem değeri devre dışı bırakılır.

Hesaplaması kolay olan uyarlayıcı arındırma modeli, daha az bilgisayar zamanı harcar ve az sayıda veriyle kullanılabilir. Yine bu yöntemde tartı sayısı tahmini yapan kişi tarafından belirlenir.

Uyarlayıcı arındırma yönteminde ileriye yönelik tahmin, bir zaman serisinde birbirini izleyen gözlem değerlerinin tartılı ortalamasına dayandığından bu yöneme ilişkin modellere otoregresif modeller denilir. Bu modellerde hata terimi dikkate alınmadığı için söz konusu bu yöneme eksik bir yöntem gözü ile bakılır. Ayrıca yöntemin bir diğer olumsuzluğu da, hesaplanacak tartı sayısının ve yapılacak işlem sayısının fazla olmasıdır.

#### 2.5.2.5. Doğrusal Arındırma Tahmin Yöntemi

Yukarıda kısaca izah edilmeye çalışılan yöntemler, zaman serilerinin ardışık gözlem değerleri arasında mevcut olan bağımlılığı dikkate almazlar. Bu nedenle bir zaman serisi için hesaplanan ortalama değerin zamanın deterministik bir fonksiyonu olduğu kabul edilir ve bu ortalamaya belirli bir dönemin hata terimi eklenerek o dönemin gözlem değeri elde edilir. Halbuki zaman serilerinin büyük çoğunluğunda ardışık gözlem değerleri birbirine oldukça bağımlıdır<sup>83</sup>. Hal böyle olunca, trend analizi için hareketli ortalama ve üssel düzeltme yöntemleri uygun olmamaktadır. Çünkü, adı geçen bu iki yöntem bağımlılık avantajını en etkili bir şekilde kullanmazlar. Bunun yanı sıra

<sup>83</sup> Paul Newbold. "The Principles of the Box-Jenkins Approach", *Operational Research Quarterly*, Vol.26, No:2, June 1975, s. 397.

gözlem değerleri birbirine bağımlı olan serilerin ileriye yönelik tahmininde söz konusu bağımlılığı dikkate almayan yöntemlerin asla uygulanamayacağı da ifade edilemez. Ama, daha iyi tahmin yapma imkanı sağlayabileceğinden dolayı serinin ardışık gözlem değerleri arasındaki bağımlılığı dikkate alan tek değişkenli modellerin uygulanması daha anlamlıdır.

Serinin ardışık gözlem değerleri arasındaki bağımlılığı dikkate alan tek değişkenli modellerden biri de doğrusal arındırma modelidir. Ardışık gözlem değerleri birbirine bağımlı olduğu varsayılan bir zaman serisi, genellikle ortalaması sıfır ve varyansı  $\sigma_a^2$  olan bir dağılımdan çekilen  $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, \dots$  tesadüfi değişkenlerin doğrusal bir bileşimi olarak modellenir<sup>84</sup>. Buradaki hata terimlerinin  $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, \dots$  şeklinde sıralanışına tesadüfi süreç adı verilir. Bunlardan hareketle bir zaman serisinin t dönemine ilişkin  $Y_t$  gözlem değeri doğrusal arındırma adı verilen şu eşitlik yardımı ile tahmin edilir;

$$Y_t = \mu + a_t + \phi_1 a_{t-1} + \phi_2 a_{t-2} + \phi_3 a_{t-3} + \dots \quad (2.8)$$

Burada  $\mu$  ortalamayı,  $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \dots$  ise tartıları gösterir.

$\{Y_t\}$  yani gözlem değerleri kümesi verildiğinde ve  $a_t$  ortalaması sıfır, varyansı  $\sigma_a^2$  olan normal dağılım gösterdiğinde ve  $y_t = Y_t - \mu$  alındığında yukarıdaki model,

$$y_t = a_t + \phi_1 a_{t-1} + \phi_2 a_{t-2} + \phi_3 a_{t-3} + \dots \quad (2.9)$$

veya

$$y_t = a_t + \sum_{j=1}^{\infty} \phi_j a_{t-j} \quad (2.10)$$

şeklinde yazılabilir. Bu doğrusal model,  $y_t$ 'nin  $y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, \dots$  gibi geçmiş y değerleri ile olan ilişkisinden yararlanılarak,

$$y_t = \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + \pi_3 y_{t-3} + \dots + a_t \quad (2.11)$$

şeklinde de kurulabilir<sup>85</sup>.

<sup>84</sup> Lynwood A. Johnson and Douglas C. Montgomery. *Operations Research in Production Planning, Scheduling and Inventory Control*, New York: John Wiley and Sons Inc., 1974, s. 461.

<sup>85</sup> Box and Jenkins, s. 46-47.

Yukarıda görüldüğü gibi, son iki model oldukça çok tartı içermekte bu da onların uygulamada fazla yararlı olamayacağını göstermektedir. Çünkü tartı sayısı arttıkça bunların eldeki örneklemden hesabındaki güvenilirlik azalır.

#### 2.5.2.6. Box-Jenkins Tahmin Yöntemi

İstatistik tahmin teknikleri içerisinde, zaman serileri analiz teknikleri arasında esnekliği ve tahminlerde gözlenen başarısıyla dikkat çeken 'Otoregresif Hareketli Ortalama Yöntemi', otoregresif modellerle hareketli ortalama yöntemlerinin bir arada uygulandığı ve istatistik literatüründe "Box-Jenkins Yöntemi" olarak da bilinen önemli bir yöntemdir<sup>86</sup>.

Yukarıdaki doğrusal arındırma modelindeki tartı sayısının çok olması dolayısıyla güvenilirlik düzeyinin daha düşük olmasını gören Box ve Jenkins, bu modellere benzer ancak çok daha az ama uygun sayıda parametre içeren yeni modeller geliştirmişlerdir. Zaman serilerinin analiz edilmesinde kullanılan bu modellere Box-Jenkins modelleri denilmektedir. Box-Jenkins modellerinde zaman serilerinin herhangi bir dönemindeki değeri, aynı serinin geçmiş dönemlerdeki gözlem değerlerinin ve/veya hata terimlerinin doğrusal bir bileşimi olmasından meydana gelmektedir. Bu yüzden Box-Jenkins yöntemi otoregresif hareketli ortalama yöntemi olarak anılmaktadır. Günümüzde yaygın olarak kullanılan Box-Jenkins yöntemi, tek değişkenli zaman serilerinin ileriye yönelik tahmininde güvenilir sonuçlar vermektedir.

Box-Jenkins yöntemi ile ilgili daha geniş ve ayrıntılı bilgi sonraki bölümlerde sunulacaktır.

---

<sup>86</sup> Orhunbilge, s. 92.

# BÖLÜM III

## BOX-JENKINS TAHMİN MODELLERİ

### 3.1. Box-Jenkins Modelleri

ARIMA (Integrated Autoregressive Moving Average) modelleri olarak da bilinen Box-Jenkins modellerinin ilk temeli, 1921'de Yule tarafından AR (Autoregressive) modellerinin ortaya çıkartılması ile atılmıştır. 1927'de Shutsky tarafından MA (Moving Average) modelleri, daha sonra 1954'te de Wold tarafından AR ve MA'nın bileşimi olan ARMA modelleri kullanıma sunulmuştur. Nihayet 1968'de Box ve Watts, 1970-1976'da Box ve Jenkins tarafından ARIMA modelleri geliştirilmiştir. Karmaşık bir kısım hesaplamalar gerektiren bu yöntem, son zamanlarda uygulamalarda sıkça kullanılmaya başlamıştır.

Tek değişkenli Box-Jenkins analizi olarak da bilinen ARIMA modelleme yaklaşımı, zaman serisi ile ifade edilen bir değişkenin, stokastik bir süreç tarafından üretildiği ve bu değişkenin geçmişte izlediği davranışları, yakın gelecekte de yineleyeceği varsayımından hareketle bir zaman serisi modelinin oluşturulması temeline dayanmaktadır. Stokastik süreci içeren sistemi bir kara kutu olarak ele alan yöntem, sürecin davranışlarını etkileyen faktörlerin neler olduğu ile ilgilenmektedir<sup>87</sup>.

Box-Jenkins yöntemi, tek değişkenli zaman serilerinin ileriye yönelik tahmininde kullanılan istatistik yöntemlerden biridir. Genellikle kısa dönem tahminlerinde kullanılan Box-Jenkins tahmin yöntemi, eşit zaman aralıklarıyla elde edilen gözlem değerlerinden oluşan süreksiz ve durağan zaman serilerinin, ileriye yönelik tahmin modellerinin kurulmasında ve ileriye yönelik tahminlerin

---

<sup>87</sup> Füsün Deriş. "Zaman Serisi Modelleriyle İleriye Tahmin ve Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama", T.C. Başbakanlık D.İ.E. Araştırma Sempozyumu'97 Bildirileri, 24-26 Kasım 1997, s. 187.

yapılmasında yararlı sonuçlar vermektedir<sup>88</sup>. Box-Jenkins yöntemi, süreksiz doğrusal stokastik sürece dayanır. Box ve Jenkins'e göre, zaman serileri durağan veya bazı dönüşümlerle durağan hale getirilebilen süreksiz stokastik süreç olarak düşünülebilir<sup>89</sup>. Başka bir ifade ile Box-Jenkins modelleri, zamana bağlı olayların tesadüfi karakterli olaylar olduğu, bu tür olaylarla ilgili zaman serilerinin ise stokastik süreç olduğu varsayımına dayanılarak geliştirilmiştir. Bu modellerde tesadüfi değişkenin zaman içerisinde ardarda aldığı değerler arasında mevcut olan iç bağımlılık en etkili bir şekilde dikkate alınır. Bundan dolayı da Box-Jenkins modellerine doğrusal stokastik modeller adı verilir<sup>90</sup>. Durağan bir süreç, geçmişteki veriler aracılığıyla tahmin edilen sabit katsayılara sahip bir denklem ile modellenir<sup>91</sup>. Ancak genellikle ekonomik zaman serileri trend içerdiğinden durağan olmadıkları görülmektedir. Bu durumda logaritmik dönüşüm ve/veya farklar alınarak serilerin durağanlaştırılması yoluna gidilmektedir. Yukarıdaki ifadelerden de anlaşılacağı üzere, Box-Jenkins yönteminin en önemli varsayımları; eşit zaman aralıklarıyla elde edilen gözlem değerlerinden oluşan zaman serisinin süreksiz ve durağan olmasıdır. Durağanlık şartına uymayan zaman serileri, önce durağan hale getirilir yani serinin durağanlığını bozan zaman serisi unsurları (trend, mevsimsel dalgalanmalar ...vb. gibi) bazı dönüşüm yöntemleri ile ortadan kaldırılır, daha sonra Box-Jenkins yöntemi yardımıyla model belirlenir ve gelecek tahmini yapılır.

### 3.2. Stokastik Süreç

$Y_i$ ,  $t$  parametresine göre değerler alan bir tesadüfi değişken iken,

$$\{Y_i \mid t \in T\}$$

<sup>88</sup> V.A. Mabert and R.C. Radeliffe. "A Forecasting Methodology as Applied to Financial Time Series", *The Accounting Review*, c.49, January 1974, s. 61.

<sup>89</sup> H. Levenbach and P.C. Cleary. *Modern Forecasting: The Forecasting Process Through Data Analysis*, New York: Von Nostrand Reinhold Com. Inc., 1984, s. 58; W. Wandale. *Applied Time Series and Box-Jenkins Models*, New York: Academic Press Inc., 1983, s. 123 ;

<sup>90</sup> Box and Jenkins, s. 7 ve 21; A. Pankratz. *Forecasting With Univariate Box-Jenkins Models*, New York: John Wiley and Sons, 1983, s. 42 ; Deriş, s. 187.

<sup>91</sup> R. Pindyck and D. Rubinfeld. *Econometric Models and Econometric Forecast*, Third Edition, New York: McGraw-Hill Company, 1991, s. 27.



kümesi sonsuz terimler içerirse, bu küme bir stokastik süreç oluşturur<sup>92</sup>.

T sembolü ile gösterilen bir zaman aralığı içinde  $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$  şeklinde ifade edilen zaman noktalarında değişkenin alacağı değerler  $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n$  şeklinde gösterilmektedir. Genel olarak bir stokastik süreç, n boyutlu bir olasılık dağılımı  $P(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n)$  olarak ifade edilmektedir.

Bir dağılımın tanımlanması, dağılımın momentlerinin, özellikle de ortalama, varyans ve kovaryans olarak adlandırılan birinci ve ikinci dereceden momentlerin hesaplanmasıyla mümkün olmaktadır. Dolayısıyla, n gözlemden oluşan bir dağılım, n adet ortalama;

$$E(Y_1), E(Y_2), E(Y_3), \dots, E(Y_n)$$

n adet varyans;

$$V(Y_1), V(Y_2), V(Y_3), \dots, V(Y_n)$$

ve  $(n-1)/2$  adet kovaryans;

$$\text{Cov}(Y_i, Y_j) \quad i < j$$

ile tanımlanır. Dolayısıyla n gözlemden oluşan bir dağılımda  $n+n(n+1)/2$  adet bilinmeyen parametre bulunmaktadır.

Durağan stokastik süreç, sürecin dengede olduğu özel bir durumdur. Bir sürecin durağanlığından, herhangi bir zamanda  $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$  dönemlerinde gözlenen  $Y_{t_1}, Y_{t_2}, Y_{t_3}, \dots, Y_{t_n}$  serisinin bileşik olasılık dağılımının, zaman eksenine k gibi keyfi bir uzunluk eklendiğinde  $t_{1+k}, t_{2+k}, t_{3+k}, \dots, t_{n+k}$  dönemlerinde gözlenen serinin bileşik olasılık dağılımıyla aynı olması kastedilmektedir<sup>93</sup>. Bu duruma tam durağanlık denilmektedir.

Eğer  $n=1$  olarak seçilmişse, bu durumda t zamanındaki marjinal dağılım, diğer zaman noktasındaki marjinal dağılımla aynı olacaktır. Yani,

$$P(Y_t) = P(Y_{t+k}) \quad (3.1)$$

Böylece ortalama  $E(Y_t) = \mu$  ve varyansı  $V(Y_t) = \gamma_0$  sabit olacaktır.

$$E(Y_1) = E(Y_2) = \dots = E(Y_n) \quad (3.2)$$

<sup>92</sup> İmdat Kara. "Stokastik Süreçler", Haydar Furgaç'a Armağan Kitabı, İstanbul: İst. Ün. Yayın No:1966, İktisat Fak. Yayın No: 339, Sermet Matbaası, 1974, s. 337.

<sup>93</sup> Abraham and Ledolter, s. 193-194.



$$V(Y_1) = V(Y_2) = \dots = V(Y_n) \quad (3.3)$$

Eğer  $n=2$  ise, durağanlık, bütün iki değişkenli dağılımlar  $P(Y_t, Y_{t-k})$  için  $t$ 'ye bağlı değildir. Böylece, kovaryanslar  $Cov(Y_t, Y_{t-k})$  yalnız  $k$  ile gösterdiğimiz zaman gecikmesinin bir fonksiyonu haline gelerek zamanın fonksiyonu olmaktan çıkarlar.

$$Cov(Y_1, Y_{1+k}) = Cov(Y_2, Y_{2+k}) = \dots = Cov(Y_{n-k}, Y_n) \quad (3.4)$$

Bu tür durağanlık, kovaryans durağanlık veya zayıf durağanlık olarak adlandırılır. Eğer  $(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_{t+k})$  çok değişkenli dağılımı,  $(Y_s, Y_{s+1}, \dots, Y_{s+k})$  biçimindeki yeni bir başlangıç noktalı küme ile aynı dağılıma sahipse bu durumda tam durağanlıktan söz edilir<sup>94</sup>. Daha önce de belirtildiği gibi, uygulamada karşılaşılan durağanlık türü doğal olarak zayıf durağanlık olacaktır.

### 3.3. Genel Doğrusal Süreç

Stokastik modeller, Yule tarafından yapılan çalışmaların bir ürünüdür. Ardışık gözlem değerleri arasında ilişki bulunan bir zaman serisinin bağımlı olmayan ardışık tesadüfi değişkenlerin doğrusal bir kombinasyonu şeklinde ifade edilebileceği 1921 ve 1927 yıllarında Yule tarafından ortaya atılmış, 1938 yılında bu çalışmaların geçerliliği Wold tarafından teyid edilmiştir<sup>95</sup>. Yule, yaptığı çalışmalarda ardışık değerleri bağımlı olan bir zaman serisinin "bağımsız şoklar" ( $a_t$ ) cinsinden yazılabileceğini göstermiştir.

$a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, \dots$  şeklinde gösterilen bu tesadüfi değişkenlere tesadüfi şoklar da denilmektedir. Bu şokları ortalaması, varyansı ve kovaryansı,

$$E(a_t) = 0 \quad (3.5)$$

$$V(a_t) = \sigma_a^2 \quad (3.6)$$

$$Cov(a_t, a_{t-k}) = E(a_t, a_{t-k}) = 0 \quad (3.7)$$

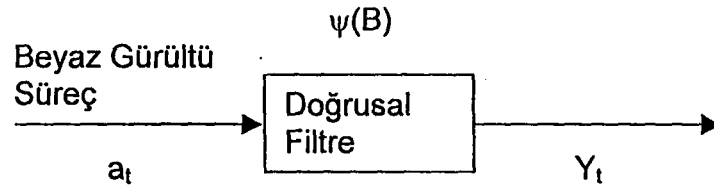
olan normal dağılımdan rastgele çekilmiş tesadüfi değişkenler olarak düşünmek

<sup>94</sup> G.S. Fishman. *Spectral Methods in Econometrics*, Cambridge: Harvard Univ. Press, 1969, s. 9.

<sup>95</sup> Abraham and Ledolter, s. 197.

mümkündür. Tamamen tesadüfi olan<sup>96</sup> ve belirli hiçbir kalıbı bulunmayan<sup>97</sup> bu süreç, istatistikte “white noise” süreci olarak adlandırılmaktadır<sup>98</sup>. Bu ifadenin Türkçe karşılığı olarak “beyaz gürültü”, “pürüzsüzlük” gibi ifadeler kullanılmaktadır.

Bu beyaz gürültü süreç ile  $a_t$ 'nin doğrusal bir filtre kullanılarak  $Y_t$  sürecine dönüştürüldüğü kabul edilmektedir. Bu durum aşağıdaki Şekil-3.1'de verilmiştir.



Şekil-3.1. Doğrusal Filtrenin Çıktısı Olarak Zaman Serisinin Gösterimi

Doğrusal filtreleme işlemi, geçmiş gözlemlerin ağırlıklı toplamı olarak düşünüldüğünde  $Y_t$ , bir white noise süreci, zaman serisi haline dönüştüren fonksiyon olarak tanımlayabileceğimiz doğrusal filtre ise<sup>99</sup>,

$$Y_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots = \mu + \psi(B)a_t \quad (3.8)$$

şeklinde yazılabilecektir. Burada  $\mu$ , sürecin seviyesini gösteren bir parametre,

$$\psi(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots \quad (3.9)$$

ise, filtrenin dönüşüm (transfer) fonksiyonu olarak adlandırılan ve  $a_t$ 'yi  $Y_t$ 'ye çeviren doğrusal bir operatör olmaktadır.

Doğrusal filtreden türeyen zaman serisinin durağan olması, yani başlangıç noktasının değişmesiyle serinin istatistik özelliklerinin değişmemesi beklenir. Başka bir deyişle  $t$  orijinindeki  $n$  gözlem ile  $t+k$  orijinindeki  $n$  gözlemin istatistik özellikleri aynı olmalıdır.

<sup>96</sup> Chatfield, s. 32.

<sup>97</sup> Süleyman Özmucur. *Geleceği Tahmin Yöntemleri*, İstanbul: İSO Araştırma Dairesi Yayın No:1990/2, 1990, s. 95.

<sup>98</sup> Box and Jenkins, s. 8.

<sup>99</sup> Montgomery, Johnson and Gardiner, s. 242-243; Box and Jenkins, s. 8-9.

Bu süreç süresiz doğrusal bir süreçtir. Çünkü,  $Y_t$  gözlemleri eşit zaman aralıkları ile gözlenmiş olup tesadüfi şokların geçmiş ve şimdiki değerlerinin doğrusal kombinasyonu olarak ifade edilmişlerdir.

Burada önemli olan nokta, incelenen sürecin durağan olduğunun nasıl belirleneceğidir. Durağanlık için sürecin ortalaması ile varyans-kovaryans matrisinin bulunması ve bunların zaman içinde değişmemesi gereklidir<sup>100</sup>.

Sürecin ortalaması,

$$E(Y_t) = \mu + E(a_t + \psi_1 a_{t-1} + \dots) \quad (3.10)$$

olarak gösterildiğinde, sonsuz toplamın beklenen değeri, tesadüfi değişkenlerin sonlu toplamının beklenen değeri olarak düşünülerek, tek tek terimlerin toplamının alınmasıyla hesaplanabilecektir. Ancak bunun geçerli bir yöntem olmaması nedeniyle, integral hesabı kullanılması gereklidir.

Ağırlıkların toplamı  $K$  ile gösterildiğinde,

$$\sum_{i=1}^{\infty} \psi_i = K \quad (3.11)$$

eşitliği elde edilir. Burada  $\psi_0 = 1$  ve  $K$  sonlu bir sayıya karşılık gelmektedir. Eğer yukarıda verilen ağırlıkların toplamı sonlu bir sayı ile ifade edilebiliyorsa, sonsuz bir seri için yakınsaklık sağlanacak, böylece sürecin ortalaması,

$$E(Y_t) = \mu \quad (3.12)$$

olacaktır. Bir serinin yakınsak olması için kısmi toplamlarının belirli bir limite yaklaşması gerek ve yeter şarttır<sup>101</sup>. Dolayısıyla süreç zaman içinde sabit ortalama etrafında dalgalanmaya sahip olacaktır.

Yukarıdaki ifade, ağırlıkların oluşturduğu  $\psi_i$  serisinin sonsuz ve yakınsak olduğu durum için sözkonusudur. Diğer yandan serinin sonlu olması halinde zaten sürecin durağan olduğunu belirtmeye gerek yoktur.

Süreç, ardışık ağırlıkların ( $\psi_i$ ) sonlu veya sonsuz yakınsak olması durumunda  $\mu$  ortalama ile durağandır, sonsuz ve ıraksak olması durumunda ise

<sup>100</sup> Nelson, s. 31.

<sup>101</sup> M.Emin Altan. *Yüksek Matematik I*, 6. Baskı, İstanbul: Birsen Kitabevi, 1977, s. 119.

durağan olmayıp,  $\mu$  sürecin başlangıç noktasını ifade etmektedir<sup>102</sup>.

Sürecin varyansı,

$$\begin{aligned}\gamma_0 &= E[Y_t - E(Y_t)]^2 = E[a_t + \psi_1 a_{t-1} + \dots]^2 \\ &= E[a_t^2 + \psi_1^2 a_{t-1}^2 + \dots] + E(\text{Terimlerin Çapraz Çarpımları}) \\ &= \sigma_a^2 \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i^2\end{aligned}\quad (3.13)$$

biçiminde hesaplanmakla beraber, bu işlem yalnız sürecin ortalamasının bulunması ve  $\sum \psi_i^2$  toplamının yakınsak olduğu halde anlamlı olacaktır. Sürecin varyansının hesaplanmasında, çapraz terimlerin çarpımı sonucu etkilemeyecektir. (Tesadüfi şokların birbirinden bağımsız olduğu varsayıldığından yani kovaryanslar sıfır olduğundan, çapraz çarpımların beklenen değeri sıfır olacaktır bu durumda sürecin varyansı  $\sigma_a^2 \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i^2$  olacaktır.)

Çünkü bağımsızlık koşulundan ötürü,

$$E(a_{t-i}, a_{t-j}) = 0 \quad i \neq j \text{ için} \quad (3.14)$$

olacaktır.

$Y_t$  ve  $Y_{t-j}$  arasındaki kovaryans da benzer şekilde,

$$\begin{aligned}\gamma_j &= E[Y_t - E(Y_t)] E[Y_{t-j} - E(Y_{t-j})] = E[(a_t + \psi_1 a_{t-1} + \dots) (a_{t-j} + \psi_1 a_{t-j-1} + \dots)] \\ &= [(\psi_j a_{t-j}^2) + (\psi_1 \psi_{j+1} a_{t-j-1}^2) + \dots] + E(\text{Çapraz Terimler Çarpımı}) \\ &= \sigma_a^2 (\psi_j + \psi_1 \psi_{j+1} + \dots) \\ &= \sigma_a^2 \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \psi_{i+j}\end{aligned}\quad (3.15)$$

olacaktır. Ancak bu hesaplamaların da

$$\sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \psi_{i+j} \quad (3.16)$$

toplamının varlığına bağlı olacağı açıktır.

<sup>102</sup> Montgomery, Johnson and Gardiner, s. 243.

Yukarıda verilen  $Y_t$  'ye ait denklem oldukça karmaşık ve aynı zamanda sonsuz sayıda parametre içermektedir. Ancak uygulamada  $\psi$  ağırlıklarının/parametrelerinin sonsuz sayıda olamayacağı açıktır. Bu bağlamda, üzerinde durulması gereken ilk kriter, kapsanan parametre sayısının yeterliliği olacaktır. Yani gereksiz hiçbir parametreye yer vermeden yeterli tahmin üretebilen<sup>103</sup>, başka bir deyişle, diğer şartların değişmediği varsayımı altında en basit modelin seçilmesi anlamına gelen "parsimony model" ilkesinin dikkate alınması gerekmektedir.

Kısaca ifade etmek gerekirse, diğer şartların aynı kaldığı varsayımıyla en basit olan modelin seçilmesi en uygun olanıdır. Pratikte de elde edilebilen verilerin sayısının sınırlı olması nedeniyle mümkün olduğu kadar az sayıda parametre içeren modellerin tercih edildiği görülmektedir<sup>104</sup>.

Çünkü basit modellerin, olayın yapısını daha iyi kavrayarak daha iyi açıklamasının yanında, bu özelliğe sahip modellerin tahmin hatasının varyansını da düşük tuttukları gözlenmiş bulunmaktadır. Gerçekten de kullanılan her bir gereksiz parametrenin tahmin hatasının varyansını  $1/n$  oranında arttırdığı kaydedilmektedir<sup>105</sup>. Dolayısıyla, modelde yer alacak parametre sayısı belirlenirken parsimony ilkesi gereği en iyi tahmini en az parametre ile gerçekleştiren modelin tercih edilmesi, yani modelin elden geldiğince basit tutulması en uygun olanıdır.

Eğer  $\psi_i = -\theta_i$  olarak seçilecek olursa,  $\psi_i = 0$   $i \geq 2$  için yukarıdaki  $Y_t$  modeli,

$$Y_t - \mu = a_t - \theta a_{t-1} \quad (3.17)$$

haline dönüşecektir. Bu model birinci mertebeden hareketli ortalama süreci olarak adlandırılır.

Benzer şekilde ağırlıklar  $\psi_i = \phi^i$  biçiminde seçilirse,

<sup>103</sup> Bowerman and O'Connell, s. 495.

<sup>104</sup> Granger and Newbold, s. 31.

<sup>105</sup> J.W. Tukey. "Discussion Emphasizing the Connection Between Analysis of Variance and Spectrum Analysis", *Technometrics*, 1961, 3, s. 189,219; Abraham and Ledolter, s. 53.

$$\begin{aligned}
Y_t - \mu &= a_t + \phi a_{t-1} + \phi^2 a_{t-2} + \dots = a_t + \phi(a_{t-1} + \phi a_{t-2} + \phi^2 a_{t-3} + \dots) \\
&= \phi(Y_{t-1} - \mu) + a_t
\end{aligned} \tag{3.18}$$

gösterimine ulaşıyoruz. Bu yapı t zamanındaki ortalamadan sapmaları bir zaman gecikmesi ile yine aynı değişkenle açıklayan bir regresyon modelidir ve birinci mertebeden otoregresif süreç olarak adlandırılır. Bu süreç için durağanlık koşulunun sağlanabilmesi otoregresif parametrenin  $|\phi| < 1$  olması şartına bağlıdır. Aksi takdirde,

$$\sum_{i=0}^{\infty} |\psi_i|$$

yakınsak olmayacaktır.

Genel doğrusal sürece ilişkin giriş niteliği taşıyan bu açıklamalardan sonra otoregresif ve hareketli ortalama süreçlerin incelenmesine geçilecektir. Bu bağlamda, iki sürecin özelliklerini, kapsayacakları parametre sayılarının nasıl tesbit edilebileceğini, yani mertebelerinin nasıl belirlenebileceğini, ayrıca iki süreç arasındaki ilişkileri araştırmaya çalışacağız.

Box-Jenkins modelleri, incelenen zaman serilerinin (stokastik süreçlerin) durağan olup olmamalarına göre doğrusal durağan stokastik modeller ve durağan olmayan doğrusal stokastik modeller olarak iki ana gruba ayrılır. ARIMA modelleri olarak bilinen durağan olmayan doğrusal stokastik modeller kendi içerisinde, zaman serilerinin mevsim unsurunu içerip içermemesine göre de Mevsimsel ARIMA ve Mevsimsel Olmayan ARIMA modelleri olarak gruplandırılır. Bu gruplarla ilgili bilgiler izleyen sayfalarda verilecektir.

### 3.4. Doğrusal Durağan Stokastik Modeller

Durağan ve durağan olmayan zaman serileri başlığı altında da değinildiği gibi, bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı ile daha yüksek dereceden momentleri zamana göre değişmiyorsa, veya seri periyodik dalgalanmalardan arınmışsa, bu tür serilere durağan zaman serileri denilir.

İncelenen zaman serisi durağan ise, bu durumda ilgili zaman serisinin modellenmesinde kullanılacak olan Box-Jenkins yönteminin doğrusal

durağan stokastik tahmin modelleri, AR (otoregresif), MA (hareketli ortalama) ve ARMA (otoregresif hareketli ortalama) modelleridir.

### 3.4.1. Otopregresif Modeller (AR)

İncelenen bir zaman serisinin herhangi bir dönemdeki gözlem değerini, aynı serinin ondan önceki belirli sayıda dönemin gözlem değerlerinin ve hata teriminin doğrusal bileşimi olarak ifade eden modellere AR modelleri denir.

Bir zaman serisi ile ilgili olarak, gözlem değerleri kümesi  $Y_t$  verildiğinde, hata terimleri kümesi  $a_t$  'nin ortalaması sıfır ve varyansı  $\sigma_a^2$  olan tesadüfi bir değişken olduğu varsayımı ile, bu zaman serisinin herhangi bir  $t$  dönemine ilişkin  $Y_t$  gözlem değeri,  $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$  gibi  $p$  sayıda geçmiş dönem gözlem değeri ve  $a_t$  hata terimi tarafından açıklanıyorsa, bu model  $p$ 'inci dereceden AR modeli olarak bilinir ve kısaca AR( $p$ ) şeklinde gösterilir.

Otopregresif Modeller, içerdikleri geçmiş dönem gözlem değeri sayısına göre adlandırılırlar. Bir AR modeli bir tane geçmiş dönem gözlem değeri içeriyorsa AR(1) (birinci dereceden), iki tane geçmiş dönem gözlem değeri içeriyorsa AR(2) (ikinci dereceden), ve genel olarak  $p$  tane geçmiş dönem gözlem değeri içeriyorsa AR( $p$ ) ( $p$ 'inci dereceden) AR modeli olarak adlandırılır<sup>106</sup>.

$Y_t$ 'yi geçmiş gözlemler ve  $t$ 'inci dönemdeki hata payı ile açıklamaya çalışan otopregresif süreci elde etmek için genel doğrusal süreç olarak tarif ettiğimiz

$$Y_t = \mu + a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \dots \quad (3.19)$$

denklemini yeniden inceleyelim. Bu denklemde  $a_t$ 'yi sol tarafa, geri kalanları da sağ tarafa aldığımızda,

$$a_t = Y_t - \mu - \psi_1 a_{t-1} - \psi_2 a_{t-2} - \dots \quad (3.20)$$

ve bu eşitliği herhangi bir zaman indisi, mesela  $(t-1)$  için yeniden oluşturduğumuzda,

<sup>106</sup> Thomas H. Naylor, Terry G. Seaks and D.W. Wichern. "Box-Jenkins Methods: An Alternative to Econometric Models", *International Statistical Review*, c.40, 1972, s. 125.

$$a_{t-1} = Y_{t-1} - \mu - \psi_1 a_{t-2} - \psi_2 a_{t-3} - \dots \quad (3.21)$$

denkleminde ulaşırız. Bu son iki denklemin farkını alırsak  $a_{t-1}$  ortadan kalkmış olacaktır. Böylece,

$$Y_t = \mu(1 - \psi_1) + \psi_1 Y_{t-1} + a_t + (\psi_2 - \psi_1^2) a_{t-2} + (\psi_3 - \psi_1 \psi_2) a_{t-3} + \dots \quad (3.22)$$

$a_{t-2}$ ,  $a_{t-3}$ , de benzer şekilde ardışık olarak –denkleme göre- ortadan kalkmış olacağından,

$$Y_t = \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \dots + \delta + a_t \quad (3.23)$$

biçiminde  $Y_t$ , geçmişteki bütün gözlemlerin, t'inci dönemdeki hata payının ve  $\delta$  sabitinin doğrusal kombinasyonu olarak belirlenmiş olacaktır.

Yukarıdaki ifadede  $i > p$  için  $\pi_i = 0$  değerini aldığı özel durumda, p'inci mertebeden otoregresif süreci elde etmiş olacağız. Denklemdaki  $\pi_i$  katsayıları yerine  $\phi_i$  kullanarak da otoregresif sürece ilişkin genel gösterim,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \delta + a_t \quad (3.24)$$

şeklinde belirlenmiş olacaktır<sup>107</sup>.

AR(p) modeli ortalamadan farklar şeklinde de ifade edilebilir. O takdirde  $\delta$  sabiti modelde görülmez. Burada her iki gösterimde de esasta bir farklılık yoktur. Zira durağan stokastik süreçlerde ortalama sabittir. Dolayısıyla iki tür gösterim, çoklu regresyon modelinin gözlem değerleri ve gözlem değerlerinin aritmetik ortalamadan farklar şeklinde ifade edilmesi gibidir. Buna göre AR(p) modeli,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + a_t \quad (3.25)$$

şeklinde de gösterilebilir. Burada,

$y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$ : Küçültülmüş gözlem değerleridir. Bu değerler her gözlem değerinin  $\mu$ 'den farkı alınarak ( $y_t = Y_t - \mu$  "tüm t'ler için") elde edilir.

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ : Modelin parametreleridir. Başka bir deyişle, t dönemine ait gözlem değeri  $y_t$  ile geçmiş dönem gözlem değerleri  $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$  arasındaki ilişkiyi gösteren ilişki katsayılarıdır.

<sup>107</sup> Nelson, s. 38.



$p$  : Modelin derecesini gösterir.

$a_t$  : Bağımsız bir süreç oluşturan normal dağılmış hata değişkenidir.

Söz konusu bu modelin bağımlı değişkeni  $Y_t$ , bağımsız değişkenleri  $Y_{t-1}$ ,  $Y_{t-2}$ , ...,  $Y_{t-p}$  olan çoklu doğrusal regresyon modelidir. Bu yüzden adı geçen bu modele kendi kendine regresyon anlamına otoregresif model adı verilir<sup>108</sup>. Adı geçen bu AR(p) modelinde tahmin edilmesi gereken  $p+2$  adet ( $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p; \mu$  ve  $\sigma_a^2$ ) parametre vardır. Dolayısıyla söz konusu model,  $p+2$  adet parametre bilindiği takdirde belirlenmiş olacaktır.

Model gösteriminde ve işlemlerde basitlik sağlamak amacıyla, zaman serisi değerleri ile hata terimlerinin gecikmiş değerlerine karşılık gelen ve B sembolü ile gösterilen bir "geriye öteleme-geri taşıma-gecikme- operatörü" kullanılır. Örneğin, k derecesindeki  $B^k$  sembolü, k periyodundaki bir gecikmeyi ifade eder.

$$B^k Y_t = Y_{t-k} \text{ veya } B^k a_t = a_{t-k} \text{ gibi.}$$

Buna göre genel AR(p) modeli,

$$By_t = y_{t-1}; B^2y_t = y_{t-2}; \dots; B^py_t = y_{t-p} \text{ ifadeleri yardımıyla}$$

$$y_t = (\phi_1B + \phi_2B^2 + \dots + \phi_pB^p)y_t + a_t \quad (3.26)$$

ya da,

$$(1 - \phi_1B - \phi_2B^2 - \dots - \phi_pB^p)y_t = a_t \quad (3.27)$$

şeklinde ifade edilebilir.

AR modellerin durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadığını belirlemede, bu modellerin geriye öteleme operatörü B kullanılarak yazılmış halleri kullanılır<sup>109</sup>. Örneğin AR(p) modelinin geriye öteleme operatörü B kullanılarak yazılmış olan eşitliğindeki sol kısmında yer alan parantez içindeki ifade p'inci dereceden bir polinomdur. Söz konusu bu modelin durağanlık şartını sağlaması için bu polinomun sıfıra eşitlenerek bulunacak köklerin birim çemberin dışında kalması gerekmektedir<sup>110</sup>. Elde edilen bu polinom kökleri birim çemberin dışında

<sup>108</sup> Kutay, s. 59.

<sup>109</sup> Chatfield, s. 35-38; Box and Jenkins, s. 9.

<sup>110</sup> Box and Jenkins, s. 49-50.

kalıyorsa, durağanlık şartı sağlanmış olur ve AR(p) modelinin kullanımı uygun olur.

AR(p) sürecin otokovaryanslarıyla otokorelasyonları,

$$\gamma_k = \phi_1\gamma_{k-1} + \phi_2\gamma_{k-2} + \dots + \phi_p\gamma_{k-p} \quad k > 0 \quad (3.28)$$

$$\rho_k = \phi_1\rho_{k-1} + \phi_2\rho_{k-2} + \dots + \phi_p\rho_{k-p} \quad k > 0 \quad (3.29)$$

şeklindedir.

İlk p denklem için Yule-Walker denklemleri ise,

$$k = 1 \text{ için: } \rho_1 = \phi_1 + \rho_1\phi_2 + \dots + \rho_{p-1}\phi_p$$

$$k = 2 \text{ için: } \rho_2 = \rho_1\phi_1 + \phi_2 + \dots + \rho_{p-2}\phi_p$$

$$\vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad (3.30)$$

$$k = p \text{ için: } \rho_p = \rho_{p-1}\phi_1 + \rho_{p-2}\phi_2 + \dots + \phi_p$$

olacaktır.

Bu denklem sisteminin çözümü ile üstel veya dalgali biçimde sönen otoregresif sürece ilişkin otokorelasyon fonksiyonu elde edilecektir<sup>111</sup>.

Uygulamada genellikle AR(1) ve AR(2) şeklinde gösterilen birinci ve ikinci dereceden AR modelleri kullanılır.

Yukarıdaki biçimde ifade edilen yapıyı, özel hali olan birinci mertebeden otoregresif süreci AR(1) ele alarak incelemek mümkündür. AR(1),

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \delta + a_t \quad (3.31)$$

olarak ifade edilmektedir. Burada  $\delta$  sabit terimdir ve stokastik sürecin ortalamasıyla ilgilidir. Şayet süreç durağan ise, zamana bağlı olarak  $\mu$ 'nün değişmemesi gereklidir. Yani,

$$E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = E(Y_{t-2}) = \dots = \mu \quad (3.32)$$

olmalıdır. Bu nedenle  $\mu$ ,

<sup>111</sup> Abraham and Ledolter, s. 209.

$$\mu = \phi_1\mu + \phi_2\mu + \dots + \phi_p\mu + \delta$$

$$\mu = \frac{\delta}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p} \quad (3.33)$$

olacaktır.

Formüle göre durağanlığın sağlanabilmesi için sürecin ortalamasının ne olması gerektiği ortaya çıkmış oluyor. Şayet süreç durağan ise, son eşitlikte tanımlanan  $\mu$  sonlu bir sayı olmalıdır. Bu şart gerçekleşmediğinde seri üzerindeki herhangi bir referans noktasından uzaklaşıldığında süreç denge noktasından uzaklaşmış olacak dolayısıyla durağanlık koşulu yerine gelmeyecektir.

Örneğin  $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \delta + a_t$  biçimindeki AR(1) sürecinde  $\delta > 0$  olduğu durumda  $\phi_1 = 1$  ise  $\mu = \infty$  değerini alacaktır.  $\mu$ 'nün sonlu bir sayıya ulaşması için son denkleme göre  $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1$  olmalıdır. Buradan AR(1) süreci için  $|\phi_1| < 1$  koşulunun durağanlık için gerekli olduğu sonucuna ulaşıyoruz<sup>112</sup>.

Otoregresif süreçte ilk birkaç momentin ve otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının incelenmesi, sürecin davranışını belirlemek, buna bağlı olarak mertebesini tayin etmek açısından önemlidir.

İlk mertebeden otoregresif süreç için yukarıda da değindiğimiz gibi  $\mu$ 'nün sonlu olması için  $|\phi_1| < 1$  şartı gerçekleşmiş olmalıdır. Sürecin varyansı ise,

$$\gamma_0 = E[(\phi_1 y_{t-1} + a_t)^2] = \phi_1^2 \gamma_0 + \sigma_a^2 \quad (3.34)$$

dolayısıyla,

$$\gamma_0 - \phi_1^2 \gamma_0 = \sigma_a^2$$

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} \quad (3.35)$$

olacaktır.  $Y_t$ 'nin kovaryansları ise,

$$\gamma_1 = E[y_{t-1}(\phi_1 y_{t-1} + a_t)]$$

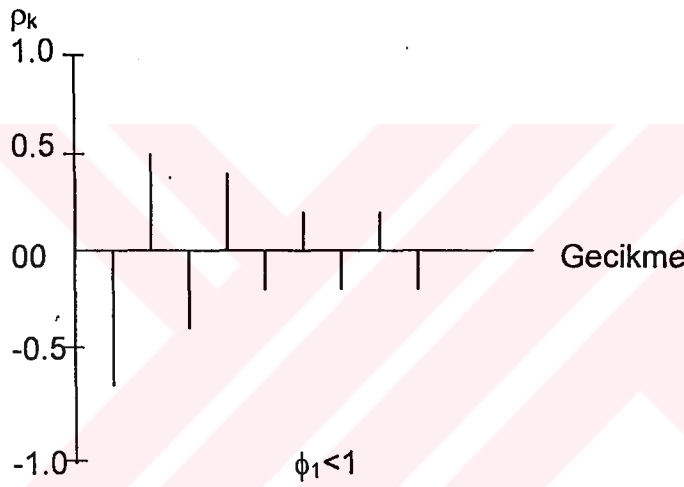
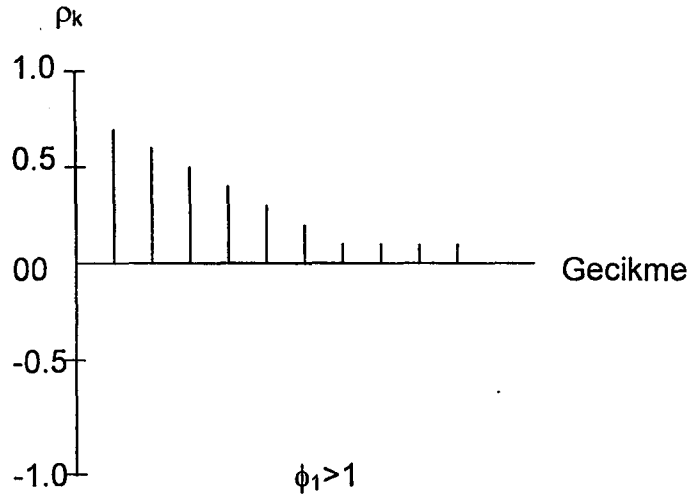
<sup>112</sup> Pindyck and Rubinfeld, s. 459.

$$\begin{aligned}
\gamma_1 &= \phi_1 \gamma_0 = \frac{\phi_1 \sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} \\
\gamma_2 &= \phi_1^2 \gamma_0 = \frac{\phi_1^2 \sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} \\
&\vdots \\
\gamma_k &= \phi_1^k \gamma_0 = \frac{\phi_1^k \sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} \quad k \geq 0
\end{aligned} \tag{3.36}$$

biçiminde elde edilecektir. Buradan otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\phi_1^k \gamma_0}{\gamma_0} = \phi_1^k \quad k \geq 0 \tag{3.37}$$

olarak hesaplanacak ve görünümü  $\phi_1$ 'in işaretine bağlı olarak geometrik (üstel) veya dalgalı gerileme gösteren biçimde olacaktır. Bununla ilgili grafikler Şekil-3.2'de verilmiştir.



Şekil-3.2. Birinci Mertebeden Otopregresif Sürecin  $\phi_1$  'e Bağlı Otokorelasyon Fonksiyonu

AR(1) modelinde, bir zaman serisinin t dönemine ait gözlem değeri  $Y_t$ , t-1 döneminin gözlem değeri  $Y_{t-1}$  ve  $a_t$  hata terimiyle açıklanır. Yani,  $Y_t$  sadece bir önceki dönem gözleminin fonksiyonudur. Bu tür sürece markov süreci denir. Bu durumda AR(1) stokastik süreci bir markov sürecidir.

AR(p) modelinin geriye öteleme operatörü B kullanılarak yazıldığı gibi, AR(1) modeli de geriye öteleme operatörü B kullanılarak yazılabilir.

AR(1) modeli geriye öteleme operatörü B kullanılarak

$$(1 - \phi_1 B)y_t = a_t \quad (3.38)$$

şeklinde ifade edilebilir. Bu modelin durağan olabilmesi için daha önce de ifade edildiği gibi,  $|\phi_1| < 1$  şartını sağlaması gerekmektedir<sup>113</sup>. Burada  $1 - \phi_1 B = 0$  ifadesinin kökü  $B = \phi_1^{-1}$  'dir ve sözkonusu şartı sağlamaktadır. Şöyle ki,

$$|\phi_1| < 1 \text{ den } \frac{1}{|\phi_1|} > 1 \text{ buradan } |B| = |\phi_1^{-1}| > 1 \text{ yazılabilir. Bu da B'nin}$$

birim çemberin dışında olduğunu gösterir.

AR(2) (ikinci mertebeden otoregresif) süreç,

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t \quad (3.39)$$

şeklindeki eşitlik ile ifade edilir. Burada, modelin parametreleri  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  dir. Birinci mertebeden otoregresif sürecin incelenmesinde görüldüğü üzere , durağanlığın sağlanmasında modelin parametreleri önem kazanmaktadır. AR(2) sürecinde, tahmin edilecek iki parametre bulunduğundan, durağanlığın sağlanması bu iki parametrenin kısıtlanmasına bağlı olacaktır.

AR(2) modeli, geriye öteleme operatörü B kullanılarak,

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)y_t = a_t \quad (3.40)$$

şeklinde ifade edilebilir. Bu modelin durağan olabilmesi için de,

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 = 0 \quad (3.41)$$

ifadesinin köklerinin birim çemberin/dairenin dışında kalması,  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  parametrelerinin aşağıdaki eşitsizlikleri sağlaması gerekmektedir<sup>114</sup>. Bunu sağlanmasında  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  için gerekli kısıtlamalar,

$$\phi_2 + \phi_1 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$|\phi_2| < 1 \text{ veya } -1 < \phi_2 < 1 \quad (3.42)$$

biçimindedir.

AR(2) sürecinin otokorelasyon fonksiyonunu elde etmek amacıyla AR(2) sürecini  $y_{t-k}$  ile çarpıp beklenen değerini aldığımızda,

<sup>113</sup> Box and Jenkins, s. 56-58.

<sup>114</sup> Box and Jenkins, s. 58-60.

$$E(y_t - y_{t-1}) = \phi_1 E(y_{t-1} - y_{t-k}) + \phi_2 E(y_{t-2} - y_{t-k}) + E(a_t y_{t-k}) \quad (3.43)$$

veya başka bir ifadeyle,

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + E(a_t y_{t-k}) \quad (3.44)$$

olur.  $y_{t-k}$  sadece  $a_{t-k}, a_{t-k-1}, \dots$  e bağlı olduğundan,

$$E(a_t y_{t-k}) = \begin{cases} \sigma_a^2 & k=0 \text{ için} \\ 0 & k=1, 2, \dots \end{cases} \quad (3.45)$$

yazılabilecektir. Böylece AR(2) sürecinin varyansı ve ilk iki mertebeden kovaryansları,

$$\gamma_0 = E[y_t(\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t)] = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \sigma_a^2 \quad (3.46)$$

$$\gamma_1 = E[y_{t-1}(\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t)] = \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1 \quad (3.47)$$

$$\gamma_2 = E[y_{t-2}(\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t)] = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_0 \quad (3.48)$$

olarak elde edilecektir.  $k \geq 2$  için genelleştirdiğimizde kovaryanslar,

$$\gamma_k = E[y_{t-k}(\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + a_t)] = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} \quad (3.49)$$

olacağından otokorelasyonlara ulaşmak için,

$$\rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1 \quad (3.50)$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 \quad (3.51)$$

denklemlerinin çözümü gerekli olmaktadır. Bu denklemlere dayanarak çözüm yaptığımızda,  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  sırasıyla,

$$\phi_1 = \frac{\rho_1(1-\rho_2)}{1-\rho_1^2} \quad (3.52)$$

ve

$$\phi_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1-\rho_1^2} \quad (3.53)$$

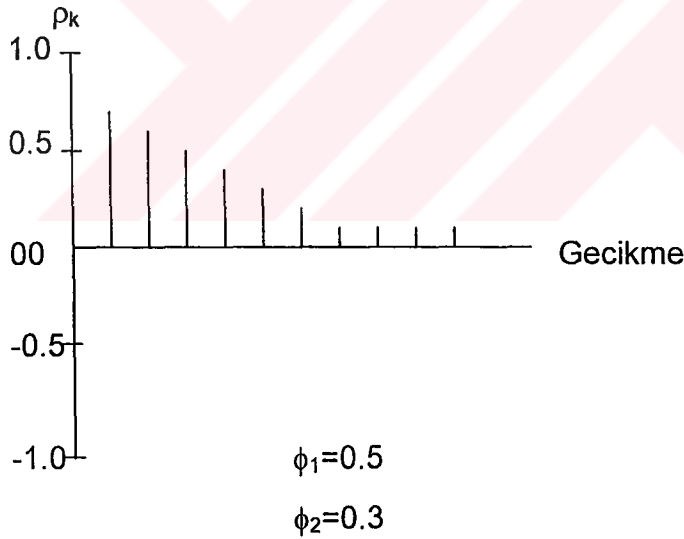
şeklinde tanımlanmış olduğu görülecektir. Aynı şekilde denklemler  $\rho_1$  ve  $\rho_2$  'yi hesaplamak amacıyla çözülebilirler. Böylece  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  cinsinden  $\rho_1$  ve  $\rho_2$ ,

$$\rho_1 = \frac{\phi_1}{1-\phi_2} \quad (3.54)$$

$$\rho_2 = \frac{\phi_1^2}{1-\phi_2} + \phi_2 \quad (3.55)$$

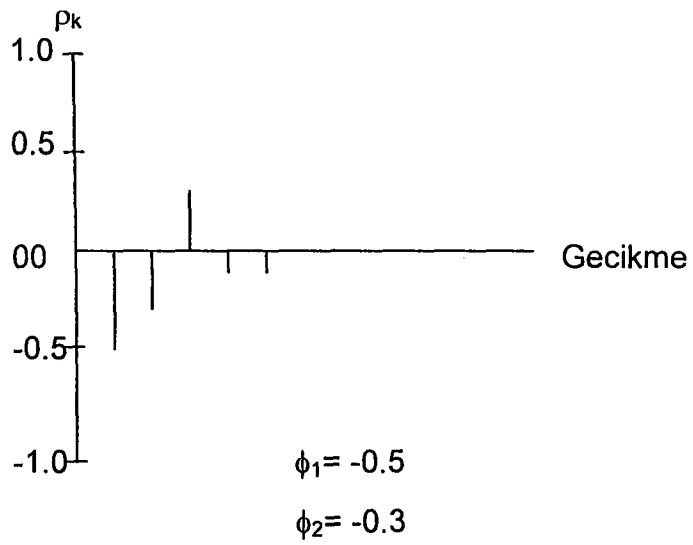
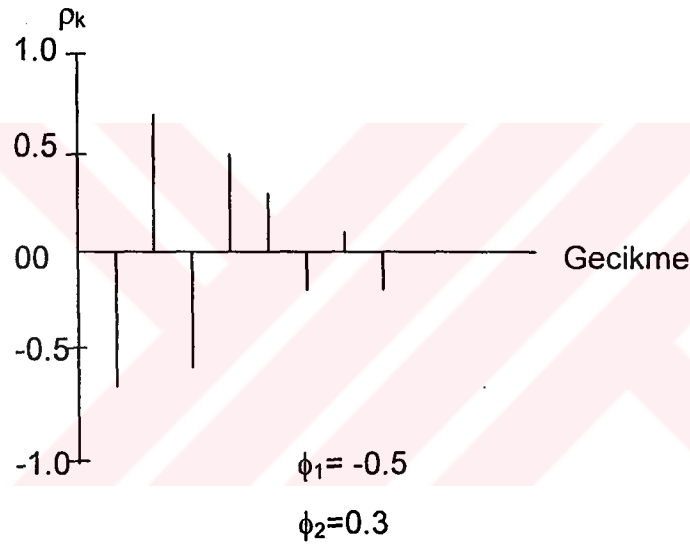
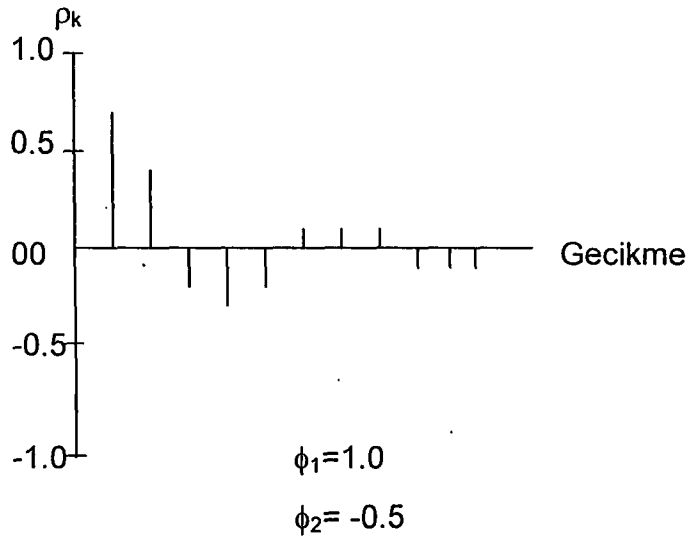
olarak yazılabilecektir. Buradan ikinci mertebeden otoregresif süreç ile yeniden türetilebileceğine inanılan bir zaman serisinin örnek otokorelasyonları hesaplandığında,  $\rho_1$  ve  $\rho_2$ 'nin örneklemden hesaplanan değerleri olan  $r_1$  ve  $r_2$  'ye dayanarak iki denklemin eş-anlı çözümüyle bilinmeyen iki parametrenin tahminlerine ( $\phi_1$  ve  $\phi_2$ ) ulaşmamız mümkün olacaktır.

AR(2) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  parametrelerinin çeşitli kombinasyonlarına bağlı olarak aşağıda gösterilmiştir<sup>115</sup>.



<sup>115</sup> Abraham and Ledolter, s. 205-206.





Şekil-3.3.  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  Parametrelerine Göre AR(2) Sürecinin Otokorelasyon Fonksiyonu

### 3.4.2. Hareketli Ortalama Modelleri (MA)

Bir zaman serisinin herhangi bir dönemdeki gözlem değerini, aynı dönemdeki hata terimi ve ondan önceki belirli sayıda dönemin hata terimine bağlı olarak açıklayan modellere hareketli ortalama (MA) modelleri adı verilir<sup>116</sup>. Kısaca, MA modellerinde  $Y_t$  bağımlı değişkeni, hata terimi  $a_t$ 'nin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir ilişkisidir.

Hareketli ortalama modelleri, içerdikleri geçmiş dönem hata terimi sayısına göre birinci, ikinci ve genel olarak  $q$ 'inci dereceden MA modelleri olarak isimlendirilirler.

Mertebesi  $q$  ile gösterilen hareketli ortalama süreci  $MA(q)$ 'nin genel gösterimi,

$$Y_t = \mu + \theta_0 a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3.56)$$

$\theta_0$  genellikle 1 olarak alındığı için,

$$Y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3.57)$$

veya ortalamadan farkı alınmış değerler kullanılarak

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3.58)$$

şeklindedir<sup>117</sup>.

Burada,

$Y_t$  :  $t$ 'inci döneme ait gözlem değerini gösterir.

$y_t$  ;  $t$ 'inci döneme ait farkı alınmış (küçültülmüş gözlem) değerlerini gösterir ve  $y_t = Y_t - \mu$  şeklinde bulunur.

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  ; modelin parametreleridir ve  $y_t$  ile  $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, \dots, a_{t-q}$  arasındaki ilişkiyi gösteren katsayılardır. Bu parametreler negatif veya pozitif değer alabilirler.

$q$ : MA modelinin derecesini gösterir.

<sup>116</sup> Naylor, Seaks and Wichern, s. 125; Box and Jenkins, s. 10.

<sup>117</sup> R.M. Leuthold, A.J.A. Maccormik, A. Schmitz and D.G. Watts. "Forecasting Daily hog Prices and Quantities: A Study of Alternative Forecasting Techniques", *Journal of the American Statistical Association*, C.65, No:329, March 1970, s. 95-96.

AR modellerde olduğu gibi MA modellerinde de geriye öteleme operatörü B kullanılarak ilgili modeller yazılabilir. q'uncu dereceden MA modelinin geriye öteleme operatörü B kullanılarak yazılışı,

$$y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \quad (3.59)$$

$$y_t = \theta(B) a_t \quad (3.60)$$

şeklinindedir. MA modellerinin bu şekilde yazılması, bu modellerin çevrilebilirlik şartını sağlayıp sağlamadığını göstermede yardımcı olur<sup>118</sup>. MA modellerinin bu şekilde gösterilmesi, AR ve MA modelleri arasındaki ikiliği ortaya koymak için de fayda sağlar<sup>119</sup>.

MA(q) modelinde tahmin edilmesi gereken q+2 adet ( $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q; \mu$  ve  $\sigma_a^2$ ) parametre vardır. Model sonlu sayıda hata terimi içerdiği için hata terimlerinin katsayıları olan  $-\theta_1, -\theta_2, \dots, -\theta_q$  tartılarının toplamını 1'e eşit ve pozitif olma koşulu yoktur. Sadece 1'e yakınsaması söz konusudur<sup>120</sup>.

MA modellerinin genel ifadesi olan MA(q) modelinin geriye öteleme operatörü B kullanılarak elde edilen

$$1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q = 0 \quad (3.61)$$

eşitliğe, karakteristik eşitlik denilir. Yukarıda da ifade edildiği gibi, sonsuz sayıda terim içeren AR( $\infty$ ) modeline çevrilebilecek MA(q) modeli için bu eşitliğin köklerinin birim çemberin dışında kalması gereklidir. Söz konusu bu kökler, birim çemberin dışında kalıyorlarsa, MA(q) modelinin parametreleri çevrilebilirlik koşulunu sağlıyor demektir.

Sürecin varyans ve q mertebesine kadar olan otokovaryansları aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_a^2 \quad (3.62)$$

$$\gamma_k = (-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q) \sigma_a^2 \quad k=1, 2, \dots, q \quad (3.63)$$

$$\gamma_k = 0 \quad k > q \quad (3.64)$$

<sup>118</sup> Chatfield, s. 34-35.

<sup>119</sup> Chatfield, s. 35; Johnson and Montgomery, s. 463.

<sup>120</sup> Box and Jenkins, s. 10; Johnson and Montgomery, s. 463.

Otokorelasyonlar ise,

$$\rho_k = \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2} \quad k=1, 2, \dots, q \quad (3.65)$$

$$\rho_k = 0 \quad k > q \text{ için} \quad (3.66)$$

olacaktır.

AR modellerde olduğu gibi MA modellerinde de uygulamada genellikle birinci derece ( $q=1$ ) ve ikinci derece ( $q=2$ ) modelleri kullanılır. Bunlar MA(1) ve MA(2) şeklinde gösterilir.

Genel gösterimi yukarıdaki biçimde olan hareketli ortalama sürecinin özelliklerini gösterebilmek için birinci mertebeden hareketli ortalama sürecini ele alalım. Bu süreç,

$$Y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (3.67)$$

ya da

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (3.68)$$

olarak denkleştirilir.

MA(1) modelinde bir zaman serisinin  $Y_t$  gözlem değeri,  $t$  ve  $t-1$  dönemlerinin hata terimlerinin doğrusal bir bileşimidir.

Sürecin yapısını ortaya koymak için ilk birkaç momentini, yani ortalama, varyans ve kovaryansları (dolayısıyla otokorelasyonları) hesaplamak gereklidir. Zira, bu istatistikler hem sürecin karakterize edilmesine yardımcı olan bilgiyi içermekte, hem de buradan hareketle modelin mertebesinin tayin edilmesine yardımcı olarak iki açıdan önemli olmaktadır.

Sürecin ortalaması,

$$E(Y_t) = \mu + E(a_t) - \theta_1 E(a_{t-1}) = \mu \quad (3.69)$$

varyansı,

$$\gamma_0 = E[(a_t - \theta_1 a_{t-1})^2] = \sigma_a^2(1 + \theta_1^2) \quad (3.70)$$

1 gecikme için otokovaryans ise,

$$\gamma_1 = E[(a_t - \theta_1 a_{t-1})(a_{t-1} - \theta_1 a_{t-2})] = \sigma_a^2 (-\theta_1) \quad (3.71)$$

biçimindedir. 1 gecikmeden sonraki otokovaryanslar,

$$\gamma_k = E[(a_t - \theta_1 a_{t-1})(a_{t-k} - \theta_1 a_{t-k-1})] = 0 \quad k > 1 \text{ için.} \quad (3.72)$$

şeklindedir. Dolayısıyla,

$$\rho_1 = \frac{\gamma_0}{\gamma_1} = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2} \quad (3.73)$$

$$\rho_k = 0 \quad k > 1 \text{ veya } k > q \text{ için} \quad (3.74)$$

olacaktır.

Buradan, bir gecikme aralıklarla birbirinden ayrılmış gözlemler arasında ilişki bulunduğu, bir gecikmeden fazla aralıklarla ayrılmış gözlemlerin arasında ise ilişkinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Çevrilebilirlik koşulu MA(1) modeli yardımıyla aşağıdaki gibi açıklanabilir.

Öncelikle MA(1) modeli geriye öteleme operatörü B kullanılarak

$$y_t = (1 - \theta_1 B)a_t \quad (3.75)$$

şeklinde yazılabilir. Bu eşitlik  $a_t$  için çözümlerse,

$$a_t = (1 - \theta_1 B)^{-1} y_t \quad (3.76)$$

şekline dönüşür. Burada  $|\theta_1| < 1$  ise, bu eşitlik,

$$a_t = \left( \sum_{j=0}^{\infty} \theta_1^j B^j \right) y_t \quad (3.77)$$

$$a_t = (1 - \theta_1 B - \theta_1^2 B^2 - \dots) y_t \quad (3.78)$$

şekline dönüşür. Bu eşitlik tartıları  $\phi_j = \theta_1^j$  olan sonsuz sayıda terim içeren otoregresif bir modeldir. Böylece MA(1) modeli, sonsuz dereceden AR( $\infty$ ) modele çevrilmiş yani MA(1) modeli AR cinsinden yazılmış olmaktadır<sup>121</sup>. Bundan dolayı  $|\theta_1| < 1$  şartı, MA(1) modeli için çevrilebilirlik koşulu olarak adlandırılır<sup>122</sup>. MA(1) modelinin çevrilebilirlik koşulunu sağlaması için ilgili eşitlikte  $(1 - \theta_1 B) = 0$  ifadesinin kökü  $B = \theta_1^{-1}$  'in birim çemberin dışında kalması

<sup>121</sup> Mabert and Radcliffe, s. 63.

<sup>122</sup> Johnson and Montgomery, s. 464.

gerekmektedir. Çevrilebilirlik koşulu sağlanmazsa model ileriye dönük verileri içereceğinden tahminde kullanılamaz. Bu yüzden, Box ve Jenkins'a göre, çevrilebilirlik koşulunu sağlamayan modellerin tahminde kullanılması anlamsızdır.

İkinci mertebeden hareketli ortalama süreci ise  $y_t$  gözlem değeri  $t$ ,  $t-1$  ve  $t-2$  dönemlerinin hata terimlerinin doğrusal bir bileşimidir. Buna göre MA(2) modeli,

$$Y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \quad (3.79)$$

veya

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \quad (3.80)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Bu sürecin varyansı,

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) \sigma_a^2 \quad (3.81)$$

ilk iki gecikme için otokovaryansları ise,

$$\gamma_1 = (-\theta_1 + \theta_1 \theta_2) \sigma_a^2 \quad (3.82)$$

$$\gamma_2 = -\theta_2 \sigma_a^2 \quad (3.83)$$

$$\gamma_k = 0 \quad k > 2 \text{ için} \quad (3.84)$$

olacaktır. Dolayısıyla ilk iki mertebeden otokorelasyonlar da,

$$\rho_1 = \frac{-\theta_1 + \theta_1 \theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2} \quad (3.85)$$

$$\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2} \quad (3.86)$$

$$\rho_k = 0 \quad k > 2 \text{ için} \quad (3.87)$$

şeklindedir.

Uygulamada sıkça kullanılan MA(2) modelinin geriye öteleme operatörü B kullanılarak yazılışı,

$$y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) a_t \quad (3.88)$$

şeklindedir. Buradan MA(2) için karakteristik eşitlik

$$1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 = 0 \quad (3.89)$$

şeklinde yazılabilir. Buradaki karakteristik kökler birim çemberin dışında kalıyor ve  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  parametreleri

$$\theta_1 + \theta_2 < 1$$

$$\theta_2 - \theta_1 < 1$$

$$|\theta_2| < 1 \quad (3.90)$$

eşitsizliklerini sağlıyorsa, MA(2) modeli çevrilebilirlik koşulunu sağlayan bir modeldir. Hatırlanacağı gibi, MA(2) modeli için söz konusu olan bu koşullar, AR(2) modelinin durağanlık koşulu ile paralellik göstermektedir.

Yukarıda ifade edilen ilk iki mertebeden hareketli ortalama süreci, uygulamada parsimony ilkesi nedeniyle yeterli olabilmektedir. Bununla beraber, teorik olarak yüksek mertebeden hareketli ortalama sürecinin incelenmesinin sürecin sahip olduğu özelliklerin daha iyi gösterilmesi amacıyla uygun olacağı düşünülebilir.

### 3.4.3. Hareketli Ortalama ve Otoregresif Süreç Arasındaki İlişkiler

Önceki bölümlerde otoregresif süreci incelerken sürecin durağan olabilmesi için hangi koşulların yerine gelmesi gerektiğini tartışmıştık.

Şayet bir otoregresif süreç durağanlık koşulunu sağlıyorsa, AR(p) sürecini MA( $\infty$ ) biçiminde yazmak mümkündür<sup>123</sup>. Örneğin AR(1) sürecini,

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + a_t \quad (3.91)$$

olarak tekrar yazarsak,  $|\phi_1| < 1$  için  $y_{t-1}$ ,  $y_{t-2}$ , ...'nin ardışık olarak yerine konmasıyla birinci mertebeden otoregresif süreç,

<sup>123</sup> Granger and Newbold, s. 24.

$$\begin{aligned}
y_t &= \phi_1 (\phi_1 y_{t-2} + a_{t-1}) + a_t \\
&= a_t + \phi_1 a_{t-1} + \phi_1^2 a_{t-2} + \dots \\
&= (1 + \phi_1 B + \phi_1^2 B^2 + \dots) a_t \\
&= \frac{1}{1 - \phi_1 B} a_t \tag{3.92}
\end{aligned}$$

biçiminde MA( $\infty$ ) olarak yeniden yazılabilmektedir. Ancak bu yazım ( $1 - \phi_1 B$ ) operatörünün tersinin bulunması, başka bir deyişle  $Y_t$  için durağanlık şartının sağlanması durumunda anlam kazanacaktır<sup>124</sup>.

Aynı şekilde her zaman dönüşebilir olan p inci mertebeden otoregresif süreç de MA( $\infty$ ) süreci olarak yazılabilecektir. Yani,

$$\phi_1(B)y_t = a_t \tag{3.93}$$

gösterimi

$$y_t = \psi(B)a_t \tag{3.94}$$

olarak ifade edilebilir. Burada,

$$\psi(B) = \phi^{-1}(B) \tag{3.95}$$

dir<sup>125</sup>.

Öte yandan hareketli ortalama sürecini de otoregresif süreç cinsinden yeniden tarif etmek mümkündür. Örneğin birinci mertebeden bir hareketli ortalama sürecini ele alalım,

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} = (1 - \theta_1 B)a_t \tag{3.96}$$

buradan,

$$a_t = \frac{1}{1 - \theta_1 B} y_t \tag{3.97}$$

şeklinde yazıldığında süreç,

<sup>124</sup> Judge ve diğl., s. 231.

<sup>125</sup> O.D. Anderson. *Time Series Analysis and Forecasting The Box Jenkins Approach*, London: Butterworths Group, 1977, s. 32.



$$a_t = (1 + \theta_1 B + \theta_1^2 B^2 + \dots) y_t \quad (3.98)$$

veya

$$y_t = -\theta_1 y_{t-1} - \theta_1^2 y_{t-2} - \dots + a_t \quad (3.99)$$

şeklinde ifade edilebilecektir.

Burada hareketli ortalama sürecinin otoregresif süreç cinsinden ifade edilebilmesi için sürecin dönüştürülebilme şartını sağlaması gerekli oluyor.

Bu şart ancak  $|\theta_1| < 1$  halinde yerine gelmiş olmaktadır. Böyle bir yaklaşım ekonomik gerçeklere de uygun düşmektedir. Zira t inci dönemden uzaklaştıkça, t-1, t-2, ... dönemlerinin  $y_{t-1}$ ,  $y_{t-2}$ , ... parametreleri de küçülecek, dolayısıyla  $y_t$  'nin açıklanmasında y'nin geçmişte almış olduğu değerlere gittikçe daha az önem atfedilmiş olacaktır.

İkinci mertebeden bir hareketli ortalama sürecinden yola çıktığımızda, dönüştürülebilme koşulunun sağlanması, modelin iki parametresi olan  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  'ye bağlı olacaktır.

Bu süreçte,  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  'nin bütün değerleri otoregresif süreç için önem kazanan durağanlık koşulunu sağlayabilmektedir. Ancak, sürecin dönüştürülebilir olması yalnız karakteristik denklemin köklerinin

$$1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 = 0 \quad (3.100)$$

birim daire dışına düşmesine bağlıdır. Bu nedenle,  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  parametrelerine ilişkin,

$$\begin{aligned} \theta_2 + \theta_1 &< 1 \\ \theta_2 - \theta_1 &< 1 \\ -1 < \theta_2 &< 1 \end{aligned} \quad (3.101)$$

kısıtlamalarıyla karşılaşırız<sup>126</sup>.

Görüldüğü gibi bazı koşulların yerine getirilmesiyle otoregresif ve hareketli ortalama süreçlerini birbirleri cinsinden ifade etmek mümkün

<sup>126</sup> Judge ve Diğl., s. 231.

olabilmektedir. Yani düşük mertebeli bir otoregresif süreci yüksek mertebeli hareketli ortalama süreci olarak yeniden tanımlamak mümkün olduğu gibi, bunun tersi de yapılabilir. Ancak daha önce de ifade edildiği üzere, parsimony ilkesinden dolayı daha az parametre içeren model tercih edilmelidir<sup>127</sup>.

Otoregresif ve hareketli ortalama süreçlerine ilişkin bu özelliklerden hareketle aşağıdaki sonuçlara ulaşılabilir<sup>128</sup>.

- p mertebeli durağan bir otoregresif süreçte  $y_t$  önceki dönemlerdeki  $y$ 'lerin sonlu ağırlıklı toplamı olarak ifade edilirken, önceki dönemlerdeki  $a$ 'ların sonsuz ağırlıklı toplamı olarak da

$$y_t = \phi^{-1}(B)a_t \quad (3.102)$$

biçiminde yazılabilir.

Benzer şekilde mertebesi q olan dönüştürülebilir hareketli ortalama sürecinde  $y_t$  önceki dönemlerdeki  $a$ 'ların sonlu ağırlıklı toplamı olarak yazılabildiği gibi

$$\theta^{-1}(B)y_t = a_t \quad (3.103)$$

olarak önceki dönemlerdeki  $y$ 'lerin sonsuz ağırlıklı toplamı olarak da belirlenebilir.

- Sonlu hareketli ortalama süreci, q mertebesinden sonra sıfıra eşit olan otokorelasyon fonksiyonuna, otoregresif süreç ise, p mertebesinden sonra sıfırlanan kısmi otokorelasyon fonksiyonuna sahip olmaktadır. Bu iki süreç birbiri cinsinden ifade edilebildikleri için hareketli ortalama sürecinin kısmi otokorelasyon fonksiyonu,  $AR(\infty)$  sürecine denk gelecek şekilde üstel veya dalgali azalan görünüme sahip olacaktır.

Aynı şekilde, belirli bir mertebeden (p) otoregresif süreçte  $MA(\infty)$  olarak yazılabildiği için bu sürece ilişkin otokorelasyon fonksiyonu da üstel veya dalgali şekilde azalacaktır.

- p inci mertebeden sonlu otoregresif sürecin parametreleri dönüştürülebilirlik için herhangi bir şarta gerek göstermezler. Ancak durağanlık için  $\phi(B)=0$

---

<sup>127</sup> Anderson, s. 32.

<sup>128</sup> Box and Jenkins, s. 72-73.

karakteristik denkleminin kökleri birim daire dışına düşmelidir. Öte yandan hareketli ortalama sürecinin parametreleri de durağanlık için bir şarta gerek duymamakta, dönüşebilirlik için ise  $\theta(B)=0$  karakteristik denkleminin köklerinin birim daire dışında kalması gerekli olmaktadır.

Bu şartlara ilişkin olarak parametreler için kısıtlar Tablo:3.1'de gösterilmiştir<sup>129</sup>.

Tablo:3.1. Mevsimsel Olmayan Bazı Modeller İçin Durağanlık ve Dönüşebilirlik Koşulları

Model	Durağanlık Koşulları	Dönüşebilirlik Koşulları
MA(1) $y_t = (1-\theta_1 B)a_t$	-	$ \theta_1  < 1$
MA(2) $y_t = (1-\theta_1 B - \theta_2 B^2)a_t$	-	$\theta_2 + \theta_1 < 1$ $\theta_2 - \theta_1 < 1$ $ \theta_2  < 1$
AR(1) $a_t = (1-\phi_1 B)y_t$	$ \phi_1  < 1$	-
AR(2) $a_t = (1-\phi_1 B - \phi_2 B^2)y_t$	$\phi_2 + \phi_1 < 1$ $\phi_2 - \phi_1 < 1$ $ \phi_2  < 1$	-
ARMA(1,1) $(1-\phi_1 B)y_t = (1-\theta_1 B)a_t$	$ \phi_1  < 1$	$ \theta_1  < 1$

#### 3.4.4. Otoregresif Hareketli Ortalama (Karma) Modeller (ARMA)

Yukarıda hareketli ortalama ve otoregresif süreçlerin özelliklerini ve aralarındaki ilişkileri incelemeye çalıştık.

Öte yandan pratikte bazı süreçlerin her iki modelin özelliklerini taşıdığı gözleniyor. Bu tür eğilim gösteren tesadüfi süreçler, yalnız hareketli ortalama veya otoregresif model olarak yazılmadıkları için bu özelliği taşıyan süreçlerin mertebeleri (p,q) olan karma süreç olarak belirlenmesi uygun olacaktır. Bir

<sup>129</sup> Montgomery, Johnson and Gardiner, s. 489.

başka açıdan, parsimony (modelin basitliği) ilkesi nedeniyle de karma sürecin seçilmesi yarar sağlamaktadır<sup>130</sup>. Çünkü bilindiği üzere, birinci mertebeden hareketli ortalama süreci sonsuz otoregresif, birinci mertebeden otoregresif süreci de sonsuz hareketli ortalama süreci olarak ifade edilebilmektedir. Bu nedenle daha az sayıda parametre içeren bir modele ulaşmak için hem otoregresif hem de hareketli ortalama terimlerinin aynı anda kullanıldığı bir modele dayanmak gerekli olmaktadır.

Karışık modeller de denilen ARMA modelleri, durağan zaman serilerine uygulanabilecek modellerde esneklik sağlama ve hesaplanacak parametre sayısını minimum kılmak amacıyla geliştirilmiştir<sup>131</sup>. Yani, yüksek dereceli bir AR veya MA modelin tek başına göstereceği performansı, daha az parametreyle başarabilen karma model ARMA modelidir<sup>132</sup>.

ARMA modellerinde, bir zaman serisinin herhangi bir dönemine ait gözlem değeri, ondan önceki belirli sayıda gözlem değerinin ve hata teriminin doğrusal bir bileşimi olarak ifade edilebilir.

ARMA modeli, p mertebeden otoregresif süreç ile q mertebeden hareketli ortalama sürecinin bir kombinasyonu olduğundan p+q adet parametre içerecek ve ARMA(p,q) şeklinde gösterilecektir. ARMA(p,q) modeli en genel doğrusal durağan stokastik süreç modelidir. Çünkü ARMA(p,q) modelinde p=0 olursa MA(q) modeli, q=0 olursa AR(p) modeli elde edilir. Yani ARMA(0,q) = MA(q), ARMA(p,0) = AR(p) demektir. Başka bir ifade ile AR(p) ve MA(q) modelleri ARMA(p,q) modelinin özel halleridir.

Otoregresif hareketli ortalama ARMA(p,q) modellerinin genel gösterimi,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3.104)$$

veya

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3.105)$$

veya

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \dots - \phi_p y_{t-p} = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3.106)$$

<sup>130</sup> Box and Jenkins, s. 73-74.

<sup>131</sup> Box and Jenkins, s. 52.

<sup>132</sup> Deriş, s. 188.

şeklindedir. Buradaki tüm simgeler daha önce ifade edilenlerin aynısıdır.

ARMA(p,q) modelinde p+q+2 adet ( $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q; \mu$  ve  $\sigma_a^2$ ) parametre vardır.

ARMA(p,q) modelinin durağan ve çevrilebilir olması için AR(p) ve MA(q) modellerinin  $\phi$  ve  $\theta$  parametrelerinin aynı koşulları sağlaması gereklidir. Yani, bu sürecin durağan olması otoregresif, dönüşebilirliği ise hareketli ortalama cinsinden yazılan kısmına bağlıdır. Dolayısıyla durağanlığın sağlanması otoregresif parametrelerin, dönüştürülebilirliği de hareketli ortalama parametrelerinin kısıtlanmasını gerektirecektir.

AR ve MA modellerini açıklarken de ifade edildiği gibi, buradaki  $\phi(B)$  polinomunun kökleri ( $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ) birim çemberin dışında kalıyorsa, bu model durağanlık koşulunu sağlıyor demektir. Yine  $\theta(B)$  polinomunun kökleri ( $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ ) birim çemberin dışında kalıyorsa bu model çevrilebilirlik koşulunu sağlıyor demektir.

Bir zaman serisinin t dönemine ait gözlem değeri  $y_t$ , ARMA(p,q) modeli ile yukarıdaki şekilde gösterilebileceği gibi,  $a_t$  hata değişkenine dayanarak doğrusal bir fonksiyonla da açıklanabilir<sup>133</sup>. Yani ARMA(p,q) süreci, geriye öteleme operatörü yardımıyla,

$$\phi(B)y_t = \theta(B)a_t \quad (3.107)$$

şeklinde yeniden tanımlanabilmektedir. Buradaki  $\phi(B)$  ile  $\theta(B)$  p ve q dereceden polinomlardır<sup>134</sup>. Bu eşitlikten hareketle,

$$y_t = (\phi(B))^{-1} \theta(B)a_t \quad (3.108)$$

veya

$$y_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t = \frac{1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p}{1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p} a_t \quad (3.109)$$

ifadesi yazılabilir. Buradaki  $\theta(B) / \phi(B)$  oranı tartıyı gösterir.

<sup>133</sup> Box and Jenkins, s. 53.

<sup>134</sup> G. Tunncliffe Wilson. "The estimation of Parameters in Multivariate Time Series Models", *Journal of Royal Statistical Society*, C.35, No.1, 1973, s. 76; Chatfield, s. 51.

Uygulamada genellikle AR(1) ve MA(1) modellerinin kombinasyonundan oluşan ARMA(1,1) modeli ile daha çok karşılaşılır.

Şimdi karma sürecin en basit şekli olan ARMA(1,1) sürecini incelemek suretiyle sürecin özelliklerini , dolayısıyla mertebelerin nasıl tayin edilebileceğini araştıralım. ARMA(1,1) süreci,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (3.110)$$

veya

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (3.111)$$

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (3.112)$$

olarak yazılacaktır. Sürecin ortalaması,

$$E(Y_t) = \phi_1 E(Y_{t-1}) + \delta + E(a_t) - \theta_1 E(a_{t-1}) = \phi_1 \mu + \delta$$

$$E(Y_t) = \frac{\delta}{1 - \phi_1} \quad (3.113)$$

$\delta=0$  kabul edecek olursak sürecin varyansı,

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= E[y_t(\phi_1 y_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1})] = E[(\phi_1 y_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1})^2] \\ &= \phi_1^2 \gamma_0 - 2\phi_1 \theta_1 E[y_{t-1} a_{t-1}] + \sigma_a^2 + \theta_1^2 \sigma_a^2 \end{aligned} \quad (3.114)$$

$E[y_{t-1} a_{t-1}] = \sigma_a^2$  olduğundan,

$$\gamma_0(1 - \phi_1^2) = \sigma_a^2(1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1)$$

dolayısıyla;

$$\gamma_0 = \frac{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \quad (3.115)$$

olarak bulunacaktır. Benzer mantıkla, ilk iki kovaryans ise,

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= E[y_{t-1}(\phi_1 y_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1})] = \phi_1 \gamma_0 - \theta_1 \sigma_a^2 \\ &= \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \end{aligned} \quad (3.116)$$

$$\gamma_2 = E[y_{t-2}(\phi_1 y_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1})] = \phi_1 \gamma_1 \quad (3.117)$$

dir.  $k \geq 2$  için kovaryanslara ilişkin aşağıdaki genel formüle ulaşıyoruz.

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} \quad k \geq 2 \text{ için} \quad (3.118)$$

Otokorelasyon fonksiyonu ise, kovaryansların varyansa bölünmesiyle,

$$\rho_1 = \left[ \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 \theta_1)}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \right] \left[ \frac{1 - \phi_1^2}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1} \sigma_a^2 \right]$$

$$\rho_1 = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{(1 + \theta_1^2 - 2\phi_1 \theta_1)} \quad (3.119)$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1$$

$$\rho_3 = \phi_1 \rho_2$$

: :

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} \quad k \geq 2 \text{ için} \quad (3.120)$$

olarak AR(1) sürecini karakterize eden üstel azalan bir görünüm arzedecektir.

AR(1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu gibi üstel biçimde azalan ARMA(1,1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonunun şekli  $\phi_1$  katsayısının işaretine bağlı olup, pozitif olması halinde düzgün olarak üstel, negatif olması durumunda ise dalgalı olarak azalan bir görünüme sahip olacaktır<sup>135</sup>.

ARMA(1,1) sürecinin durağanlık koşulu,

$$|\phi_1| < 1 \quad (3.121)$$

ve dönüşebilirlik koşulu ise,

$$|\theta_1| < 1 \quad (3.122)$$

olacaktır.

Bu süreçte,  $|\phi| < 1$  şartı korunarak,  $\phi > 0$  için otokorelasyon fonksiyonu düzgün bir üstel azalma sergilerken  $\phi < 0$  için dalgalı bir azalma görülecektir.

Ancak ifade edelim ki, bu üstel azalmanın pozitif veya negatif olarak başlaması  $\rho_1$ 'in işaretini etkileyen  $(\phi_1 - \theta_1)$  farkı tarafından belirlenecektir.

<sup>135</sup> Abraham and Ledolter, s. 222.

Sürecin kısmi otokorelasyon fonksiyonu ise,  $\phi_{11} = \rho_1$  olarak tek başlangıç değerine sahip olmakta ve MA(1) sürecinin kısmi otokorelasyon fonksiyonuyla aynı davranışı göstermektedir.

Buna göre, kısmi otokorelasyon fonksiyonu,  $\theta_1$  'in pozitif olduğu durumda  $\rho_1$  den başlayan ve  $\rho_1$  in işaretini belirleyen  $(\phi_1 - \theta_1)$  'e bağlı üstel azalan;  $\theta_1$  'in negatif olduğunda ise  $\rho_1$  den başlayan ve dalgalı olarak azalan bir fonksiyon olacaktır. Azalmanın pozitif veya negatif bölgeden mi başlayacağını belirleyen ise  $(\phi_1 - \theta_1)$  farkıdır.

### 3.5. Durağan Olmayan Doğrusal Stokastik Modeller (ARIMA)

Bundan önce ele aldığımız AR, MA ve ARMA modelleri sadece durağan olan zaman serilerinin analizinde kullanılan Box-Jenkins modelleridir. Önceki bölümlerde de ifade edildiği gibi gerçek hayatta karşılaşılan serilerin pek çoğu, özellikle ekonomik zaman serileri, genellikle durağan değildirler. Bu serilerin durağanlığı, genellikle zaman serisi unsurlarından biri veya birkaçı tarafından bozulur. Bu tür verilerin modellenebilmesi için öncelikle seriyi etkileyen bu unsurların belirlenmesi, sonra da ortadan kaldırılması yani durağan hale getirilmesi gereklidir.

Durağan olmayan zaman serileri, fark alma işlemi ile durağan hale dönüştürüldüğünde elde edilen modellere durağan olmayan doğrusal stokastik modeller veya entegre modeller adı verilir. Fark alma işlemi yapılırken önce fark alma işlemi ifade eden  $d$  değerinin değerlendirilmesinin yapılması gerekir. Uygulamada genellikle  $d$  değerinin 1 veya 2 değerini aldığı görülür<sup>136</sup>.

Mevsimsel dalgalanma içermeyen bir zaman serisinin gözlem değerleri, bu serinin ortalama değeri etrafında durağan değilse, serinin uygun dereceden farkı/farkları alınır ve ilgili serinin durağan hale gelmesi sağlanır<sup>137</sup>.

Durağan olmayan doğrusal stokastik modeller,  $d$  sayıda farkı alınmış olan zaman serilerine uygulanan AR ve MA modellerinin bir bileşimidir. Eğer  $p$ 'inci dereceden AR ve  $q$ 'uncu dereceden MA modelinin uyduğu seride  $d$  kez

<sup>136</sup> Turanlı, s. 39.



fark alma işlemi yapılmışsa, bu modele (p,d,q) dereceden otoregresif entegre hareketli ortalama modeli denir ve ARIMA(p,d,q) şeklinde ifade edilir<sup>138</sup>.

ARIMA(p,d,q) şeklinde gösterilen otoregresif entegre hareketli ortalama modelinin genel ifadesi,

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (3.123)$$

şeklinde yazılabilir. Bu model, ARMA(p,q) eşitliğinde,  $y_t$ 'nin yerine bunların d dereceden farkı olan  $z_t$  ( $z_t = \Delta^d y_t$ ) konularak elde edilmiştir. Burada,

$\Delta$ : Fark alma operatörü

d: Fark alma derecesi

$z_t$ : Farkı alınmış seriyi göstermektedir.

Fark alma işleminde eğer serinin durağan hale gelmesi için sadece birinci farklar (d=1) yeterli ise, fark alma operatörü  $\Delta$ ,

$$\Delta y_t = z_t = y_t - y_{t-1} \quad (3.124)$$

şeklinde ifade edilir. Bu ifade geriye öteleme operatörü B kullanılarak

$$\Delta y_t = z_t = y_t - y_{t-1} = (1-B)y_t \quad (3.125)$$

şeklinde yazılabilir. Benzer şekilde serinin durağan hale gelmesi için d'inci dereceden fark alınması gerekli ise, fark alma operatörü  $\Delta$ ,

$$\Delta^d y_t = z_t = (1-B)^d y_t \quad (3.126)$$

şeklinde ifade edilir<sup>139</sup>.

İncelenen zaman serisi orijinal değerleri itibari ile durağan ise, fark alma derecesi d=0 olur ve bu durumda ARIMA(p,d,q) modeli daha önce incelenen AR, MA ve ARMA modellerine dönüşür<sup>140</sup>. Bundan dolayı ARIMA(p,d,q) modeli esnek bir modeldir.

<sup>137</sup> Johnson and Montgomery, s. 466.

<sup>138</sup> Box and Jenkins, s. 90.

<sup>139</sup> Leuthold, Maccormick, Schmitz and Watts, s. 79; Turanlı, s. 40.

<sup>140</sup> Box and Jenkins, s. 12; Turanlı, s. 40.

Bazen ARIMA(p,d,q) modelinde p veya q'dan biri sıfır olabilir. Bu durumda p'nin sıfır olması halinde model IMA(d,q), q'nun sıfır olması durumunda ise ARI(p,d) şekline gelir.

Mevsimsel dalgalanma içermeyen bir zaman serisinin modellenmesinde kullanılan ARIMA(p,d,q) modelinde hesaplanması gereken parametre sayısı  $p+q+2$  adettir.

ARIMA modellerinde p, d ve q değerlerinin sıfır olması durumlarından başka uygulamada fark alma derecesinin 1'den büyük ( $d \geq 1$ ) veya genellikle  $d=1$  ve  $d=2$  olması sık karşılaşılan bir durumdur. Bu durumla ilgili şekillerinden üç tanesi aşağıda verilmiştir.

i) ARIMA(1,1,1) modeli,

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (3.127)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada  $p=1$ ,  $d=1$  ve  $q=1$ 'dir.

ii) ARIMA(0,1,1) modeli,

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (3.128)$$

şeklinde yazılabilir. Burada  $p=0$ ,  $d=1$  ve  $q=1$ 'dir.

iii) ARIMA(1,1,0) modeli,

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + a_t \quad (3.129)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada ise,  $p=1$ ,  $d=1$  ve  $q=0$ 'dir.

Durağan olmayan doğrusal stokastik modellerin durağanlık ve çevrilebilirlik koşulları, doğrusal durağan modellerde olduğu gibidir. Yani ARIMA modellerinin durağanlık ve çevrilebilirlik koşulunu sağlayıp sağlamadıklarının belirlenmesi, ARMA modellerinde olduğu gibi yapılıır.

### 3.6. Mevsimsel Modeller

Doğal ve sosyal nedenlerden dolayı her yıl düzenli olarak tekrar eden mevsimsel dalgalanmaları içeren serilere mevsimsel zaman serileri denilir. Aylık veya üç aylık zaman aralıkları ile toplanan gözlem değerlerinden oluşan zaman

serilerinin birbirini takip eden yılların aynı dönemlerinde minimuma veya maksimuma ulaşması serideki mevsim dalgalanmasını ifade eder. Bu tür mevsimsel dalgalanma içeren bir zaman serisinde, mevsimsel dalga uzunluğu genellikle  $s$  sembolü ile gösterilir. Zaman serisi, aylık gözlem değerlerinden meydana geliyorsa, mevsimsel dalga uzunluğu  $s$ , genellikle 12 ( $s=12$ ), üçer aylık gözlem değerlerinden meydana geliyorsa, 4 ( $s=4$ ) ve altı aylık gözlem değerlerinden meydana geliyorsa, 2 ( $s=2$ ) değerini alır.

Önceki bölümlerde de ifade edildiği gibi, mevsimsel dalgalanmalar zaman serilerinin durağanlığını bozan unsurlardan biridir. Bu nedenle bu tür serilerin durağan hale getirilebilmesi için serinin mevsim unsurunun etkisinden arındırılması gereklidir<sup>141</sup>. Mevsimsel etki içeren bir serinin durağanlaştırılabilmesi için bu serinin  $s$ 'inci dereceden farkının alınması gerekmektedir. Bu yüzden mevsimsel bir serinin mevsimsel dalga uzunluğu  $s$ 'inin bilinmesi gereklidir.

Aylık verilerden oluşan zaman serilerinde mevsime yüklenemeyecek olan etkilerden dolayı bazı dalgalanmalar gözlemlenebilir. Mesela, her ayın içerdiği gün ve işgünü sayısının farklı olmasından, yine bayram ve hafta tatillerinin aylardaki işgünü sayısını etkilediğinden dolayı zaman serilerinin aylık değerlerinde görünürde artış veya azalışlar meydana gelebilir. Böyle durumlarda, değerler gün sayısına göre ayarlanır<sup>142</sup>. Öte yandan ilgili olayın özelliği gereği, zaman serisi olayın seviyesini gösteriyorsa, seri değerleri ayların gün veya iş günü sayılarından etkilenmez. Bu durumda da seri değerlerinin bir ayarlamaya tabi tutulması gerekmemektedir<sup>143</sup>. Bir zaman serisinin değerleri para birimiyle ifade edilmişse, özellikle enflasyonist ortamlarda, seri fiyat değişikliklerinin etkisi altında kalacaktır. Dolayısıyla fiyat değişiklikleri, bir zaman serisinin değerlerinde meydana gelen görünürdeki artış ve azalışlara etki eden bir diğer faktördür. Böyle bir durumda, seri değerlerinde gerçek bir değişim olmadığı halde, fiyat artışları seri değerlerini yapay bir şekilde yükseltebilir bu da yanıltıcı bir durumu ortaya çıkarır. Bu tür seriler analiz edilmeden önce sabit

<sup>141</sup> Kendal, Stuart and Ord, s. 506-507.

<sup>142</sup> Serper, s. 205-206; Gürtan, s. 472-474.

<sup>143</sup> Gürtan, s. 472-474.

fiyat esasına göre dönüştürülmeli, sonra gerekli işlemler yapılmalıdır. Böylelikle serinin mevsimsel dalga uzunluğu s, daha doğru belirlenmiş olur.

Mevsimsellik içeren bir seri, eğer gerekli ise, fiyat değişimleri ve gün sayısı bakımından ayarlandıktan sonra, genel ARIMA modelinden faydalanılarak modellenir<sup>144</sup>. Bu şekilde oluşturulan mevsimsel bir model, serideki mevsimlerin etkisiyle oluşan değişmelerin yanında veri düzeyinde meydana gelen değişmeleri de yansıtmalıdır. Çünkü ilgilenilen zaman serisi hem mevsimsel dalgalanma içerebilir hem de trende sahip olabilir. Bu tür özelliğe sahip bir zaman serisinin gözlem değerleri arasında, i) birbirini takip eden gözlem değerleri arasındaki ilişki, ii) birbirini takip eden yılların aynı aylarına ait gözlem değerleri arasındaki ilişki (mevsimsel ilişki) olmak üzere iki türlü ilişki vardır. Bu ilişkilerin daha kolay izlenebilmesi için, ayların sütunlarda yıllarınsa satırlarda yer aldığı bir tabloda gözlem değerleri gösterilebilir<sup>145</sup>.

Serinin trend yanında mevsim etkisi de içermesi durumunda; birbirini izleyen gözlem değerleri ve birbirini izleyen yılların aynı aylarına ait gözlem değerleri arasında olmak üzere iki türlü ilişki bulunacağından, durağanlığı sağlamak için hem mevsimsel olmayan düzeyde (d), hem de mevsimsel düzeyde (D) fark alma işleminin uygulanması gerektiğinden model,

$$\text{ARIMA}(p,d,q)(P,D,Q)$$

şeklinde gösterilecektir.

Yukarıda ifade edilen iki tür ilişkiyi içeren mevsimsel zaman serilerinin analiz edilmesinde kullanılan model,

$$\phi_p(B) \Phi_P(B^s) \Delta^d \Delta_s^D y_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) a_t \quad (3.130)$$

şeklinde gösterilebilir. Bu modele çarpımsal model denir<sup>146</sup>. Modeldeki simgeler,

p : Mevsimsel olmayan düzeyde AR mertebesi

q : Mevsimsel olmayan düzeyde MA mertebesi

<sup>144</sup> G.S. Maddala, Introduction to *Econometrics*, 2<sup>nd</sup> Edition, New Jersey: Prentice Hall, Inc., 1992, s. 548-549; Chatfield, s. 60;

<sup>145</sup> Box and Jenkins, s. 303.

<sup>146</sup> O.D. Anderson, "The Interpretation of Box-Jenkins Time Series Models", *Journal of the Statistical Society*, C.20, No.2, June 1977, s. 129; Box and Jenkins, s. 305; Naylor, Terry and Seaks, s. 126.

- d : Mevsimsel olmayan fark alma derecesi
- P: Mevsimsel otoregresif model derecesi
- Q: Mevsimsel hareketli ortalama model derecesi
- D: Mevsimsel fark alma derecesi
- s: Mevsimsel dalgalanmaların dalga uzunluğu
- $\Phi$ : Mevsimsel otoregresyon parametresi
- $\Theta$ : Mevsimsel hareketli ortalama parametresi
- $\Phi_p(B^s)$ : p dereceden B'nin polinomu
- $\Theta_q(B^s)$ : q dereceden B'nin polinomu
- $\Delta_s^D$ : Mevsimsel fark alma operatörü
- $\Delta^d$ : Mevsimsel olmayan fark alma operatörü

anlamlarında kullanılmaktadır.

Yukarıda yazılan genel mevsimsel modelin derecesi, mevsimsel (P,D,Q) ve mevsimsel olmayan (p,d,q) modellerin derecelerinin çarpımıdır ve (p,d,q)(P,D,Q) şeklinde ifade edilir.

İktisadi zaman serilerinin çoğunda tahmin amacıyla kullanılan ve uygulama alanında çokça karşılaşılan çarpımsal model, derecesi (0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> olan mevsimsel ARIMA modelidir<sup>147</sup>.

Buradaki (0,1,1) modeli, daha önce de ifade edildiği gibi, ARIMA modellerinden birinci dereceden entegre hareketli ortalama modelidir. Bu model,

$$\Delta y_t = a_t - \theta a_{t-1} = (1 - \theta B)a_t \quad (3.131)$$

şeklinde gösterilebilir.

(0,1,1)<sub>12</sub> modeli ise, birinci dereceden mevsimsel hareketli ortalama modelidir. Bu model de,

---

<sup>147</sup> Box and Jenkins, s. 305.

$$\Delta_{12} y_t = (1 - \Theta B^{12}) a_t \quad (3.132)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Yukarıdaki bu son iki modelden yararlanılarak derecesi  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$  olan çarpımsal model

$$\Delta \Delta_{12} y_t = (1 - \theta B) (1 - \Theta B^{12}) a_t \quad (3.133)$$

veya

$$(y_t - y_{t-1}) - (y_{t-12} - y_{t-13}) = a_t - \theta a_{t-1} - \theta a_{t-12} - \theta a_{t-13} \quad (3.134)$$

şeklinde yazılabilir ve birinci dereceden çarpımsal mevsimsel hareketli ortalama olarak adlandırılır.

Mevsimsel modellerde durağanlık ve çevrilebilirlik koşulu önceki modellerde olduğu gibidir. Mesela, yukarıdaki derecesi  $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$  olan mevsimsel ARIMA modelinde çevrilebilirlik koşulunun sağlanabilmesi için  $(1 - \theta B) (1 - \Theta B^{12}) = 0$  eşitliğinin kökleri birim çemberin dışında kalmalıdır. Bu da

$$-1 < \theta < 1 \quad (3.135)$$

ve

$$-1 < \Theta < 1 \quad (3.136)$$

eşitsizliklerinin sağlanması ile gerçekleşir.

ARIMA modelleri için sözkonusu olan durağanlık ve çevrilebilirlik koşulları aşağıdaki tabloda kısaca özetlenmiştir<sup>148</sup>.

---

<sup>148</sup> Bowerman and O'Connell, s. 580.

Tablo:3.2. ARIMA Modellerinde Birinci ve İkinci Mertebeden Parametrelerin Durağanlık ve Dönüşebilirlik Koşulları

Operatör	Durağanlık Koşulları	Dönüşebilirlik Koşulları
$\theta_1(B) = (1-\theta_1)B$ $\theta_2(B) = (1-\theta_1B - \theta_2B^2)$	-	$ \theta_1  < 1$ $\theta_1 + \theta_2 < 1$ $\theta_2 - \theta_1 < 1$ $ \theta_2  < 1$
$\theta_1(B^s) = (1-\theta_{1,s})B^s$ $\theta_2(B^s) = (1-\theta_{1,s}B^s - \theta_{2,s}B^{2s})$	-	$ \theta_{1,s}  < 1$ $\theta_{1,s} + \theta_{2,s} < 1$ $\theta_{2,s} - \theta_{1,s} < 1$ $ \theta_{2,s}  < 1$
$\phi_1(B) = (1-\phi_1)B$ $\phi_2(B) = (1-\phi_1B - \phi_2B^2)$	$ \phi_1  < 1$ $\phi_1 + \phi_2 < 1$ $\phi_2 - \phi_1 < 1$ $ \phi_2  < 1$	-
$\phi_1(B^s) = (1-\phi_{1,s})B^s$ $\phi_2(B^s) = (1-\phi_{1,s}B^s - \phi_{2,s}B^{2s})$	$ \phi_{1,s}  < 1$ $\phi_{1,s} + \phi_{2,s} < 1$ $\phi_{2,s} - \phi_{1,s} < 1$ $ \phi_{2,s}  < 1$	-

### 3.7. Box-Jenkins Yönteminin Üstün ve Zayıf Yönleri

#### 3.7.1. Üstün Yönleri

- Box-Jenkins tahmin yönteminde, zaman serisinin yapısı veya genel gelişme eğilimi ile ilgili herhangi bir ön bilgiye ihtiyaç yoktur. Diğer tahmin yöntemlerinin kullanılabilmesi için serinin belirli bir eğilime sahip bulunması gereklidir. Box-Jenkins modellerinde böyle bir kısıtlama söz konusu değildir. Dolayısıyla bu yöntem karmaşık zaman serilerine de uygulanabilmektedir.<sup>149</sup>

<sup>149</sup> Salih Özçelik. İktisadi Zaman Serilerinde Tahmin Yöntemleri -İTO Toptan Eşya Fiyat İndeksi Üzerine Bir Uygulama-, Basılmamış Doçentlik Tezi, 1980, s. 55.

- Zaman serilerinin büyük çoğunluğunda ardışık gözlem değerleri birbirine bağımlıdır. Box-Jenkins yöntemi zaman serilerinin bu özelliğini en etkili bir şekilde kullanan bir yöntemdir. Dolayısıyla bu yönetime ilişkin modellerle daha iyi tahmin sonuçları elde edilir<sup>150</sup>. Halbuki, trend analizi, hareketli ortalama ve üssel düzeltme yöntemleri bu bağımlılığı dikkate almazlar.

- Box-Jenkins yöntemi, model belirleme konusunda, üssel düzeltme ve hareketli ortalama yöntemlerinin tersine büyük bir seçim özgürlüğü verir. Buna bağlı olarak da model belirlemenin her aşamasında karar verme çalışması gerektirir. Yine, ileriye yönelik tahmin amacıyla analiz edilecek olan bir zaman serisi için uygun modelin belirlenmesinde izlenen her aşamada, bu modelin incelenen seriye uygunluğunu denetleme olanağı verir. Bu ise yöntemin en önemli üstünlüklerinden birisidir. Box-Jenkins yönteminin dışındaki yöntemlerde ise, ileriye yönelik tahmin amacıyla kullanılan belirli tipteki modeller genellikle deneyime, kişilerin sezgisel yargılarına dayalı deneme-yanılma yönteminin sonuçlarıdır<sup>151</sup>. Box-Jenkins yönteminde de deneyim ve kişisel yargı vardır ama burada uygun modelin seçilmesinde, modelin kurulmasındaki her aşamada modelin ilgili olaya uygunluğu sınındığı için, bu yöntemde ileriye yönelik tahmin amacıyla kullanılacak olan belirli tipteki modeller yapısal bir yaklaşımın sonuçlarıdır. Bu da deneme-yanılma yönteminin sakıncalarını giderebilir. Kısa dönemde güvenilir tahmin yapma olanağı sağlayan Box-Jenkins yöntemi, otomatik olmasa da sistemli hale getirilirse, ileriye yönelik tahmin kolaylaşır ve gereğinden fazla zaman almaz<sup>152</sup>.

- Box-Jenkins yönteminde zaman serisine uygun modelin belirlenebilmesini genellikle eldeki verilerin yapısı belirler. Böylelikle verilerin kendi kendini açıklaması sağlanmış olur<sup>153</sup>. Dolayısıyla Box-Jenkins modellerine dayanılarak yapılan kısa dönem tahminleri, diğer yöntemlere dayanılarak yapılan aynı döneme ait tahminlerden daha güvenilirdir.

<sup>150</sup> Johnson and Montgomery, s. 461.

<sup>151</sup> C. Chatfield and D.L. Prothero. "Box-Jenkins Seasonal Forecasting: Problems in a Case Study", *Journal of the Royal Statistical Society, A Series*, C.136, 1973, s. 296; Mabert and Radcliffe, s. 61.

<sup>152</sup> Makridakis and Wheelwright, *Interactive* ..., s. 226.

<sup>153</sup> Newbold, s. 397.



- Box-Jenkins yöntemi yardımıyla belirlenecek uygun modelde önemli olan, parametre sayısının mümkün olduğu kadar az olmasıdır<sup>154</sup>.

- Box-Jenkins yönteminin her çeşit zaman serilerine uygulanabilir olması ve diğer tahmin tekniklerine nazaran daha iyi sonuç vermesi nedeniyle tercih edilmelidir. Yine söz konusu teknik, diğer tahmin tekniklerinin çoğu gibi deterministik değil stokastiktir. Dolayısıyla bu modellerle aralık tahminleri yapmak mümkündür.

- Box-Jenkins modellerindeki hesaplamalar her türlü bilgisayarda kolayca yapılabilir.

- Tek değişkenli ARIMA modellerinde değişken gereksinimi en az noktadadır, sadece bir tek değişkenle öngörü yapma olanağı sağlanmaktadır. Gözlem sayısının ise en az 50 olması, mümkün ise 100 veya daha fazla sayıda olması önerilmektedir<sup>155</sup>.

- Box-Jenkins yöntemini kullanacak olan araştırmacının deneyimli ve yeterli bilgiye sahip olması gereklidir. Bu da yöntemin başarılı sonuçlar vermesi şansını artırır.

- Uygulamada zaman serisi modelleri ile ileriye yönelik tahmin yapmanın bazı yararları vardır. Çünkü bazen olaya ilişkin hareketleri diğer ekonomik değişkenlerle ilişkili yapısal modeller kullanarak açıklamak ya mümkün değildir ya da oldukça zordur. Örneğin, yapısal model kullanıldığında bağımlı değişken  $Y_t$ 'yi etkileyen bağımsız değişkenler  $X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$  için veri bulunamayabilir. Hatta veri bulunabildiği durumda istatistik açıdan anlamsız parametreler elde edilmesi ve tahminlerin standart hatasının büyük olması gibi istenmeyen sonuçlarla karşılaşılabilir. Diğer yandan, açıklayıcı değişkenler için anlamlı katsayılar elde edilse bile, model gelecek tahmini amacıyla kullanılamayabilir. Şöyle ki, modele alınan açıklayıcı değişkenler gecikmeli değilse, önce açıklayıcı değişkenlerin gelecekte alacakları değerlerin tahminini yapmak, ardından bu tahminleri yapısal modelde yerine koyarak bağımlı değişkenin gelecek tahminini elde etmek gerekecektir.

<sup>154</sup> Chatfield and Prothero, s. 296.

<sup>155</sup> Box and Jenkins, s. 18.

Regresyon denkleminin uygun olduđu durumda, mevcut açıklayıcı deęişken deęerleri ile bağımlı deęişken (Y) için yapılan tahminlerin standart hatası küçük olabilir. Fakat her açıklayıcı deęişken için yapılacak gelecek tahminlerinin standart hatası büyükse, bunlara baęlı yapılacak (Y)'nin gelecek tahmininin standart hatası da büyüyecektir<sup>156</sup>.

Buna karşılık, zaman serisi modellerinde açıklayıcı deęişken, olayın geçmişte aldığı deęerlerdir. Yani bu yöntem, zaman serisinin içerdęi periyodik hareketlerin zaman içinde tekrar etmesi özelliğinden yararlanarak geçmiş dönem gözlem deęerlerini bir açıklatıcı deęişken gibi kullanmaktadır. İlgili olay, trend, konjonktür ve mevsim etkisi nedeniyle periyodik dalgaların etkisi altında bulunduğundan; örneğın, t'inci yılın i ayının deęeri ile t-1, t-2, ...yılların i ayı deęerleri arasında bir ilişki bulunması kaçınılmazdır. Dolayısıyla, gelecek tahmini için olayın geçmişteki deęerleri dikkate alındığında işlem de kolaylaşmış olmaktadır.

Bu yönü ile zaman serisi ve onun bir kolu olan Box-Jenkins modelleri ekonometrik modellerden farklı olarak, deęişkenle ilgili davranışsal bir açıklama getirmez, bu nedenle teorik bir çerçeveye oturmaz. Sadece incelenen zaman serisinin kendi iç dinamiğini dikkate alır. Ancak olayın iktisadi teoriye göre hangi deęişkenlerce belirlendiğini önemsemeyiz ve hesaba katmaz. Teknięi/yöntemi iktisat teorisinden koparan bu özellik pratik amaçlı kullanımlarda modelin üstünlüğü olarak kabul edilebilir<sup>157</sup>.

### 3.7.2. Zayıf Yönleri

- Box-Jenkins yönteminde model belirlemek için gerekli gözlem sayısı çoktur.
- Box-Jenkins yöntemi, dięerlerine nazaran daha karmaşıktır.
- Box-Jenkins yöntemi yardımıyla yapılan tahminler dięer yöntemlere dayanılarak yapılan tahminler kadar çabuk elde edilemez (tamamen otomatik

<sup>156</sup> Pindyck and Rubinfeld, s. 418.

<sup>157</sup> Bilge Okay. "Kur tahmininde Yeni Bir Yöntem: ARIMA Modelleri", İktisat Dergisi, Sayı:293-294, Nisan-Mayıs 1989, s. 45.

bir yöntem değildir). Bu yöntem aracılığıyla ileriye yönelik tahmin yapmak maksadıyla yazılacak bir bilgisayar programı aşamalı bir programdır. Bu yüzden programı kullanırken elle müdahale gereklidir<sup>158</sup>.

- Box-Jenkins tekniklerinden iyi sonuçların alınması, bu teknikleri kullanacak olan araştırmacının deneyimli ve yeterli bilgiye sahip olmasını gerekli kılmaktadır. Bu durum ise, yöntemi kullanacak kişi sayısını sınırlar.

- Box-Jenkins yöntemi uygun model seçimi konusunda araştırmacıya geniş bir özgürlük imkanı tanımaktadır. Bu yüzden tahmin yapan kişi uygun olmayan bir modeli de seçebilir.

- Box-Jenkins modelleri aracılığı ile aynı seriyi analiz eden ve aynı seri için ileriye yönelik tahmin yapan iki araştırmacının, sayısal olarak benzer sonuçları elde etmesi garantili değildir.

- Model belirlemede, ilgili zaman serisinin en az 50 gözlem içermesi gerekliliği ve geçici modelin belirlenmesi, modelin geçici ve nihai parametrelerinin tahmininin uzun işlemler gerektirmesi bir başka olumsuzluktur.

- Box-Jenkins yönteminin tamamen otomatik olmaması ve de yöntemi kullanan kişinin tecrübeli ve gerekli bilgilere haiz olması şartı, yöntemin masraflı olmasını sağlar. Bu yüzden de uygulayıcı, masraf ile tahminlerinin güvenilirliği arasında uygun dengeyi iyi kurmak zorundadır.

---

<sup>158</sup> Paul Newbold and C.W.J. Granger. "Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecast", *Journal of the Royal Statistical Society, A Series*, C.137, 1974, s. 133.

# BÖLÜM IV

## BOX-JENKINS YÖNTEMİNDE MODEL BELİRLEME AŞAMALARI

### 4.1. Box-Jenkins Yönteminde Model Belirlemede Kullanılan Araçlar

Bundan önceki bölümde durağan, durağan olmayan ve mevsimsel özelliklere sahip zaman serilerine uygulanabilecek doğrusal stokastik süreç modellerini inceledik. Bu bölümde ise, belirli bir zaman serisinin bu modellerden hangisi ile en iyi temsil edilebileceğini, yani ARIMA(p,d,q) modelinde p, d ve q parametrelerinin ne olacağını nasıl belirleneceğini inceleyeceğiz.

Box-Jenkins tahmin modelleri, sıfır orijinine göre birinci moment(aritmetik ortalama), ortalama orijinine göre ikinci moment(varyans), otokovaryans, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları ve korelogram gibi araçlar yardımıyla tanımlanabilir, özellikleri ortaya çıkartılabilir<sup>159</sup>. Model belirlemede kullanılan bu araçlar aşağıda kısaca açıklanmıştır.

#### 4.1.1. Ortalama

Durağan stokastik süreç özelliği gösteren Box-Jenkins tahmin modelleri sabit bir ortalamaya sahiptirler. Bu ortalama, ilgili zaman serisinin etrafında dalgalanma gösterdiği düzeyi ifade eder. Serinin etrafında dalgalanma gösterdiği düzeyi ifade eden ve sabit bir değer olan bu ortalama,

$$E(Y_t) = E(Y_{t-k}) = \mu \quad (4.1)$$

şeklinde gösterilir. Durağan sürecin aritmetik ortalaması  $\mu$ , incelenen zaman serisinin gözlem değerleri yardımıyla tahmin edildiğinde,

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n Y_t = \hat{\mu} \quad (4.2)$$

<sup>159</sup> Box and Jenkins, s. 26, 28

şeklinde gösterilir.

#### 4.1.2. Varyans

Durağan stokastik süreç özelliği gösteren Box-Jenkins tahmin modellerinin ortalamalarının sabit olduğu gibi, varyansları da sabittir. Değerlerin ortalamadan sapmalarının ölçüsü olan varyans,

$$\sigma_y^2 = E(Y_t - \mu)^2 \quad (4.3)$$

şeklinde ifade edilir. Durağan sürecin varyansı  $\sigma_y^2$ , incelenen zaman serisinin gözlem değerleri yardımıyla tahmin edildiğinde,

$$s_y^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2 = \hat{\sigma}_y^2 \quad (4.4)$$

şeklinde gösterilebilir.

#### 4.1.3. Otokovaryans Fonksiyonu ve Katsayıları

Zaman serilerine uygulanan ve zaman serilerinin ilişki ve özelliklerini açıklayan önemli bir fonksiyon olan otokovaryans fonksiyonu, analiz edilecek zaman serilerine uygun olabilecek modelin belirlenmesinde yardımcı olan açıklayıcı bilgi sağlar.

Otokovaryanslar, birbirlerinden k zaman uzaklığı ile ayrılmış gözlem çiftlerinin hareketlerini yansıtan ve böylece zaman serisinin davranışını belirlemeye yardımcı olan bir ölçüdür.

Bir zaman serisinin  $Y_t$  ile  $Y_{t-k}$  gibi belirli bir k zaman aralığıyla (gecikmesiyle) birbirinden ayırık iki kıymet arasındaki ilişkiye 'otokovaryans' bu ilişkinin derecesini ölçen ve  $\gamma_k$  ile gösterilen katsayıya da 'otokovaryans katsayısı' adı verilir<sup>160</sup>. Yani  $\gamma_k$  ile gösterilen otokovaryans, birbirinden k gecikmeyle ayrılmış gözlemler arasındaki kovaryansı ifade eder ve  $Y_t$  ile  $Y_{t-k}$  gözlemlerinin sürecin ortalamasından farklarının çarpımının beklenen değerini

<sup>160</sup> Box and Jenkins, s. 26-28; E. Malinualud. *Statistical Methods of Econometrics*, Netherland: North-Holland Publishing Company, 1970, s. 443.

gösterir. Dolayısıyla, ortalamanın üstünde olan gözlemi yani ortalamaya oranla yüksek bir gözlemi, k kadar gecikme sonra ortalamadan yüksek başka bir gözlem izliyorsa, veya benzer şekilde ortalamadan düşük bir gözlemi k gecikme sonra ortalamadan düşük bir gözlem izliyorsa,  $Y_t$  ve  $Y_{t-k}$  serileri arasındaki otokovaryans pozitif, buna karşılık ortalamaya oranla yüksek bir gözlemi k gecikme sonra ortalamadan düşük bir gözlem izliyorsa veya ortalamadan düşük bir gözlemi k gecikme sonra ortalamaya oranla yüksek bir diğer gözlem izliyorsa otokovaryans negatif değer olacaktır<sup>161</sup>. Bu özelliğinden dolayı, zaman serisinin gelecekteki değerinin tahmin edilmesinde otokovaryans önemli ipuçları verecektir. Şöyle ki, durağan süreç söz konusu olduğunda gözlemler aynı yapıyı sürdürme eğilimi taşıyacaktır. Bilindiği üzere durağan bir süreçte gözlem değerlerinin seyri zaman içinde genel olarak aynı olacak ya da başka bir deyişle periyodik olarak seride benzer hareketler gözlenecektir. Yani,  $(Y_{100}, \dots, Y_{200})$  gözlemlerinin alacağı değerlerin  $(Y_{800}, \dots, Y_{900})$  gözlemleriyle aynı olması mümkün olmasa da bu gözlemlerin hareketleri arasında bazı benzerlikler bulunacak, yani genel eğilimleri birbirlerine benzeyecektir. Başka bir deyişle, ihtimal bağlamında durağan zaman serilerinde geçmişte beliren görünüm periyodik olarak tekrarlanacaktır. Kısaca, sürecin kovaryanslar kümesinin  $\gamma_0, \gamma_1, \dots$  görünümüne bakarak zaman serisini karakterize etmek mümkündür<sup>162</sup>.

Çeşitli gecikmeler için hesaplanan otokovaryans katsayılarının fonksiyonuna ise otokovaryans fonksiyonu adı verilir.

Durağanlık varsayımı gereği, otokovaryansın zamanın değil, gecikmenin bir fonksiyonu olduğu söylenebilir.

Otokovaryans katsayısı k gecikmesi için,

$$\gamma_k = \text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t-k} - E(Y_{t-k}))] \quad (4.5)$$

durağanlık varsayımı gereği sürecin ortalaması sabit olacağından

$$E(Y_t) = E(Y_{t-k}) = \mu \quad (4.6)$$

<sup>161</sup> Nelson, s. 26.

<sup>162</sup> Nelson, s. 26.

olacaktır. Dolayısıyla,

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \quad (4.7)$$

şeklinde hesaplanır.

Sıfır gecikmesindeki yani  $k=0$  olduğunda kovaryans varyansa eşit olur.

$$\gamma_0 = \text{Cov}(Y_t, Y_t) = E[(Y_t - \mu)(Y_t - \mu)] = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma_y^2 \quad (4.8)$$

Yine bu durumda otokovaryans fonksiyonu, gecikmenin simetrik bir fonksiyondur.

$$\gamma_k = \gamma_{-k} \quad (4.9)$$

İncelenen zaman serisine dayanarak  $\gamma_k$  otokovaryans katsayısının tahmini  $c_k$  ile gösterilir. Örnek otokovaryansı  $c_k$  şöyle hesaplanır,

$$c_k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y}) \quad k=1, 2, \dots, K \quad (4.10)$$

Burada  $\bar{Y}$ ; anakütle ortalamasının örneklemden hesaplanan tahminidir.

Örneklem otokovaryansı  $c_k$ 'nin güvenilir olabilmesi için yeterli sayıda gözlem gereklidir. Çünkü, gecikme sayısı arttıkça doğal olarak, tahminde kullanılan gözlem sayısı azalmaktadır. Bu da tahmin hatasını artırır. Yeterli veya güvenilir bir otokorelasyonun belirlenebilmesi için, genellikle uygulamada gözlem sayısının en az 50 olması istenir. Öte yandan hesaplanacak  $\gamma_k$  otokovaryans katsayısının da en çok  $n-4$  kadar olması, başarılı bir analiz için yeterli sayılır<sup>163</sup>.

Bununla beraber, otokovaryansların bu şekli ile kullanılması bir kısım sakıncalar taşımaktadır. Çünkü otokovaryanslar ölçü biriminin etkisi altında kalmaktadır. Bu yüzden otokovaryansları diğer serilerin otokovaryansları ile karşılaştırmak ve alt-üst sınırı belli olan bir ölçü birimine dönüştürmek amacıyla varyansa ( $\gamma_0$ ) bölerek otokorelasyonlara ulaşılır<sup>164</sup>. Yani otokovaryans fonksiyonu, zaman serileri analizinde önemli bir araç olmakla beraber,

<sup>163</sup> John Farley and L. Hinich Melvin. *Spectral Analysis, In Handbook of Marketing Research*, U.S.A.: McGraw-Hill, Inc., 1974, s. 21384.

<sup>164</sup> A. Koutsoyiannis. *Theory of Econometrics*, 2<sup>nd</sup> Edition, United Kingdom: Harper Row Publishers Inc., 1977, s. 36.



irtelenen serinin ölçü birimine bağlı olduğundan , ölçü birimleri veya farklı büyüklükleri farklı olan serilerin karşılaştırılmasında yanıltıcı olabileceğinden yetersiz kalmaktadır. Bu nedenle katsayıların ölçü biriminin etkisinden arındırılarak standart hale getirilmesi faydalı olacaktır. Bu amaçla otokovaryanslar dağılıma ölçüsü olan varyansa bölünerek standart hale getirilir ki bu dönüştürme sonucu otokorelasyon katsayılarına ulaşılır<sup>165</sup>.

#### 4.1.4. Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayıları

Aynı değişkenin farklı zaman aralıklarında aldığı değerler arasındaki ilişkinin derecesini belirleyen otokorelasyon, analiz edilecek seri için uygun modelin tesbit ve seçiminde kullanılan önemli analiz araçlarından biridir.

Box-Jenkins tahmin sürecindeki aşamaların açıklanmasında, serinin yapısına uygun modelin seçilmesinde, kullanılacak modelin mertebesinin belirlenmesinde ve modelin yeterli olup olmadığının test edilmesinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından yararlanılmaktadır.

İki değişken arasındaki korelasyon, bu iki değişkenin ilişki derecesini ya da başka bir deyişle birlikte değişim derecesini gösteren ölçüdür. X ve Y değişkenleri arasındaki doğrusal korelasyon,

$$r = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}} \quad -1 < r < 1 \quad (4.11)$$

formülüyle hesaplanır.

Bir zaman serisinin k periyoduyla ayrılmış, birbirini izleyen gözlem değerleri arasındaki  $(Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k})$  korelasyona ise otokorelasyon denmektedir.

$Y_t$  serisi fiilen gözlenen zaman serisidir.  $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k}$  serileri ise  $Y_t$  serisinden oluşturulmuş gecikmeli serilerdir. Söz konusu bu seriler aynı değişkeni ifade etmelerine rağmen, farklı değişken gibi düşünülmektedirler.

Farklı zaman aralıklarına sahip gözlemler arasındaki ilişkinin derecesinin ölçülmesinde kullanılan katsayıya otokorelasyon katsayısı denir ve  $\rho_k$  ile

<sup>165</sup> Chatfield, s. 29; Nelson, s. 21.



gösterilir.  $k=0,1,2,3,\dots$ , gecikmeleri için hesaplanan  $\rho_k$ 'ları  $k$  gecikmelerine bağlayan fonksiyona da otokorelasyon fonksiyonu denir.  $k$  gecikmesi için otokorelasyon katsayısı  $\rho_k$ ,

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]}{E[(Y_t - \mu)^2]} = \frac{\gamma_k}{\sigma_y^2} \quad (4.12)$$

şeklinde hesaplanır. Eğer süreç durağan ise,  $\sigma_y^2 = \gamma_0$  ve  $t=(t+k)$  olacağından  $k$  gecikmeli otokorelasyon katsayısı,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (4.13)$$

şeklinde de hesaplanabilir. Buradan  $Y_t$  ve  $Y_{t-k}$  arasındaki otokorelasyonlar,

$$\rho_0 = \frac{\gamma_0}{\gamma_0} = 1 \quad \rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} \quad \rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0} \quad (4.14)$$

olacaktır. Yukarıda gösterilen otokorelasyon değerleri teorik olup,  $k$  gecikme ile gözlemlerarası ilişkinin derecesini ifade etmektedir. Örneğin  $\rho_2$ 'nin hesaplanmasında  $(Y_3, Y_1)$ ,  $(Y_4, Y_2)$ ,  $(Y_5, Y_3)$ , ...,  $(Y_{t-2}, Y_t)$  gözlemlerine itibar edilmekte, dolayısıyla  $\rho_2$ , birbirini iki gecikme ile izleyen gözlemler arasındaki korelasyon katsayısı anlamını taşımaktadır. Teorik otokorelasyonların hesaplanabilmesi, olaya ilişkin bütün gözlemlerin yapılabilmesine bağlı olduğu için pratikte otokorelasyonların mevcut zaman serisine dayanarak tahmin edilmesi gereklidir. İncelenen zaman serisi için hesaplanan ve  $r_k$  ile gösterilen örneklem otokorelasyon katsayısı, örnek otokovaryans fonksiyonu  $c_k$ 'dan faydalanarak,

$$r_k = \frac{c_k}{c_0} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (4.15)$$

şeklinde elde edilir.

Otokorelasyon fonksiyonunun genel özelliklerini şöyle sıralamak mümkündür;

- Gecikme ve gözlem sayısına ilişkin olarak, otokovaryans fonksiyonunun tahmini için belirtilen durumlar, otokorelasyon fonksiyonu için de geçerlidir.
- $\rho_k = \rho_{-k}$ 'dir. Yani, otokorelasyon fonksiyonu k'nın (gecikmenin) simetrik bir fonksiyonudur.
- Otokorelasyon katsayıları  $\pm 1$  arasında değişen değerler alırlar.  $-1 \leq \rho_k \leq 1$
- Aynı otokovaryans fonksiyonuna sahip sadece bir durağan normal süreç varken, aynı otokorelasyon fonksiyonuna sahip normal olmayan bir çok süreç bulunabilir. Bu durum da örneklem otokorelasyon fonksiyonun açıklanmasında büyük zorluklar çıkartmaktadır<sup>166</sup>.

Zaman serileri analizinde otokorelasyon katsayıları önemlidir. Çünkü, zaman serilerinin analizindeki başarı, söz konusu bu serilerin çeşitli gecikme değerleri için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının değerlerini yorumlamaya ve seride görülen çeşitli unsurların tesadüfi unsurlardan ayırd edilmesine bağlıdır.

Teorik olarak, çok sayıda terimden meydana gelen tesadüfi bir serinin  $k=0,1,2,3,\dots$  gecikme değerleri için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının örnekleme dağılımının ortlaması sıfır, standart hatası yaklaşık olarak  $1/\sqrt{n}$  'dir. Ancak gecikme değeri  $k \geq 1$  için otokorelasyon katsayısının standart hatası,

$$s_{r_k} = \sqrt{\frac{1}{n} [1 + 2 \sum_{k=1}^k (r_k)^2]} \quad k \geq 1 \quad (4.16)$$

formülü ile hesaplanır<sup>167</sup>.

Otokorelasyon katsayılarının örnekleme dağılımı ile ilgili bu bilgiler, bir zaman serisinin tesadüfi bir seri olup olmadığını ortaya koymada yardımcı olur. Yine hesaplanan otokorelasyon katsayılarının hangi gecikmeden sonra rassal olarak sıfırdan farklı olduğunu belirlemede de kullanılır. Eğer çeşitli gecikmeler için hesaplanan örneklem otokorelasyon katsayılarının alacağı değerler  $\pm Z_c/\sqrt{n}$  limitleri arasında kalıyorsa, otokorelasyon katsayılarının değerinin sıfır ve serinin tesadüfi olduğuna karar verilir. Burada  $Z_c$ , verilen olasılık düzeyindeki

<sup>166</sup> Chatfield, s. 30-31.

<sup>167</sup> Box and Jenkins, s. 34-35.

kritik değerdir.  $\pm Z_c/\sqrt{n}$  limitlerinin dışında kalan otokorelasyon katsayıları bazı Box-Jenkins modellerinin derecesinin belirlenmesinde kullanılır.

Otokorelasyon katsayılarının analizi, zaman serilerinin durağan olup olmadığını tesbit etmede de kullanılır. İncelenen zaman serisi durağan bir seri ise, bunun için hesaplanan otokorelasyon katsayılarının değeri birkaç gecikmeden sonra sıfıra yaklaşır veya  $\pm Z_c/\sqrt{n}$  sınırları içinde kalır. Aksi durumda serinin durağan olmadığına karar verilir.

#### 4.1.5. Tahmin Hatalarının Otokorelasyon Katsayıları

Tahmin modeline dayanarak her gözlem değeri için elde edilen tahmin değerinin ilgili gözlem değerinden çıkarılmasıyla bulunan değere tahmin hatası denir ve  $a_t$  ile gösterilir.

$$a_t = Y_t - \hat{Y}_t \quad (4.17)$$

Her bir gözlem değeri için hesaplanan tahmin hatalarının ardarda sıralanmasıyla 'tahmin hataları zaman serisi' ya da 'hatalar serisi' oluşturulur.

İleriye yönelik tahmin amacıyla kullanılan bir modelin, incelenen seri için uygun olup olmadığına karar verilirken, tahmin hatalarının otokorelasyon analizinden faydalanılır. Hatalar serisinin farklı gecikmelerdeki otokorelasyon katsayıları  $r_{a_k}$ ,  $r_k$ 'nin hesaplanmasında kullanılan formüllerden faydalanılarak elde edilen,

$$r_{a_k} = \frac{c_{a_k}}{c_{a_0}} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (a_t - \bar{a})(a_{t-k} - \bar{a})}{\sum_{t=1}^n (a_t - \bar{a})^2} \quad (4.18)$$

eşitliği yardımı ile hesaplanır. Burada ,

$a_t$  : t dönemine ait tahmin hatası,

$\bar{a}$  : Hatalar serisinin ortalaması,

$a_{t-k}$  : t-k dönemine ait tahmin hatası,

$c_{a_k}$  : Hatalar serisinin örneklem otokovaryans katsayısıdır.

Tahmin hatalarının otokorelasyon katsayılarının değerleri  $\pm Z_c/\sqrt{n}$  sınırları içinde kalıyorsa, tahmin amacıyla kullanılacak model uygun modeldir, hatalar ise rassal hatalardır. Aksi durumda bir başka model denemek gereklidir.

#### 4.1.6. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu ve Katsayıları

İki değişkenli doğrusal korelasyon katsayısı  $r_{YX}$ , X ve Y değişkenleri arasındaki ilişkinin derecesini ölçerken, bu iki değişken üzerinde etkili olabilecek diğer değişken veya değişkenlerin de etkilerini içerir. Dolayısıyla X ve Y değişkenleri üzerinde W gibi diğer bir değişkenin etkisi olduğu durumda hesaplanacak korelasyon katsayısı, yalnızca X ve Y arasındaki korelasyonun ölçüsü olmayıp aynı zamanda W değişkeninin de etkisini içeren yetersiz bir ölçü olacaktır. Bu durumda X ve Y değişkenleri üzerinde etkili olan diğer değişken veya değişkenlerin etkilerini ortadan kaldıran ve böylece, X ve Y arasında var olan net ilişkiyi gösteren bir ölçüye ihtiyaç duyulur ki bu kısmi korelasyon katsayısıdır<sup>168</sup>.

Kısmi otokorelasyon katsayıları için de aynı mantık geçerlidir ve diğer gecikmelerin etkisi sabit kalmak şartıyla,  $Y_t$  değişkeni ile herhangi bir k gecikme ile oluşturulmuş  $Y_{t-k}$  değişkeni arasındaki korelasyonu ifade etmekte ve  $\phi_{kk}$  şeklinde gösterilmektedir<sup>169</sup>. Kısmi otokorelasyon katsayısı ise, bu ilişkinin derecesini belirleyen istatistiksel bir ölçüdür. Kısmi otokorelasyon katsayılarının çeşitli gecikmeler ( $k=1,2,\dots$ ) için çizilen grafiğine de kısmi otokorelasyon fonksiyonu adı verilmektedir.

Yukarıda ifade edilen otokorelasyon katsayısında olduğu gibi, kısmi otokorelasyon katsayısı da  $\pm 1$  arasında değişen değerler alır ve otokorelasyon katsayısı gibi yorumlanır. Gecikmeli olarak hesaplanan kısmi otokorelasyon katsayıları  $k = 1, 2, 3, \dots$  değerleri için  $\phi_{11}, \phi_{22}, \phi_{33}, \dots, \phi_{kk}$  sembolleri ile gösterilir ve Yule-Walker denklem sistemi yardımıyla tahmin edilir<sup>170</sup>.

<sup>168</sup> Mehmet Genceli. *Ekonometride İstatistik İlkeler*, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1989, s. 301.

<sup>169</sup> Makridakis and Whellwright, s. 621.

<sup>170</sup> Johnson and Montgomery, s. 468; Box and Jenkins, s. 64-66.

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \phi_{k2}\rho_{j-2} + \dots + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \phi_{kk}\rho_{j-k} \quad (4.19)$$

$$j = 1, 2, 3, \dots, k$$

Uygulamada, kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tahmin edilebilmesi için, denklemlerdeki genellikle bilinmeyen  $\rho_j$ 'lerin yerine onların örneklemden elde edilen tahmin değerleri olan  $r_j$ 'ler kullanılır. Bu durumda kullanılan denklem sistemi,

$$r_j = \phi_{k1}r_{j-1} + \phi_{k2}r_{j-2} + \dots + \phi_{k(k-1)}r_{j-k+1} + \phi_{kk}r_{j-k} \quad (4.20)$$

$$j = 1, 2, 3, \dots, k$$

şeklini alır. Buna göre kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tahmini en son yazılan bu denklem sisteminin aşamalı olarak  $\phi_{kk}$  için çözümü yapılarak elde edilir. Bu çözüm için aşağıdaki matristen yararlanılır.

$$\begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 & \dots & r_{k-1} \\ r_1 & 1 & r_1 & \dots & r_{k-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ r_{k-1} & r_{k-2} & r_{k-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{k1} \\ \phi_{k2} \\ \dots \\ \phi_{kk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \dots \\ r_k \end{bmatrix} \quad (4.21)$$

Bu eşitlikler  $\phi_{11}, \phi_{22}, \phi_{33}, \dots, \phi_{kk}$  ( $k=1, 2, 3, \dots$ ) için ayrı ayrı çözüldüğünde, her aşamada hesaplanan  $\phi$  değerlerinin en sonuncusu gecikmeli kısmi otokorelasyon katsayısı olarak kabul edilecektir. Örneğin yukarıdaki bu eşitlikler AR(1), AR(2), AR(3) için çözüldüğünde, gecikmeli kısmi otokorelasyon katsayıları,

$$\phi_{11} = r_1 \quad (4.22)$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & r_1 \\ r_1 & 1 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & r_1 \\ r_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2} \quad (4.23)$$

$$\phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & r_1 \\ r_1 & 1 & r_2 \\ r_2 & r_1 & r_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & r_1 & r_1 \\ r_2 & r_1 & 1 \end{vmatrix}} \quad (4.24)$$

şeklinde elde edilir.

Kısmi otokorelasyon katsayılarının tahmin değerlerinin bilinmesi önemlidir. Çünkü, kısmi otokorelasyon katsayıları uygun model tipinin belirlenmesine yardımcı olurlar.

MA(q) süreci için otokorelasyon fonksiyonu, q gecikmesinden sonra sıfırlanmakta yani sönmektedir. Buradan ulaşacağımız sonuç, q aralıkları ile sıralanan gözlemlerin birbirleriyle ilişkili, q dan büyük aralıklarla sıralanan gözlemlerin ise ilişkisiz olduklarıdır. Dolayısıyla, sürecin belleğini yalnız q adım için genişletmek mümkündür. Başka bir deyişle, sürecin belleği  $Y_t$ 'nin açıklamasında q dönem öncesine kadar olan etkileri dikkate almakta, q dan sonraki dönemlerde meydana gelen etkileri  $Y_t$ 'nin açıklamasında kullanmamaktadır.

Ancak hareketli ortalama sürecine ilişkin üzerinde asıl durulması gereken nokta, sürecin mertebesinin uygulamada nasıl belirlenebileceğine ilişkindir. Box-Jenkins yönteminde mertebenin tayin edilmesini regresyon denkleminde dahil edilmesi gereken açıklayıcı değişkenlerin tesbit edilmesine benzetmek yanlış olmayacaktır. Bununla beraber, zaman serisi yöntemleri yalnız serinin bünyesindeki hareketleri açıklayıcı olarak kabul ettiği için sorun, gecikmenin ne kadar geriye uzatılacağına belirlenmesini gerektirecektir.

Hareketli ortalama sürecinde mertebenin tayin edilebilmesi için, örnek otokorelasyon fonksiyonunun (SACF) yapısından yararlanmak mümkündür. Zira incelediğimiz üzere, birinci mertebeden hareketli ortalama sürecinde SACF, birinci mertebeden hesaplanan otokorelasyon katsayısından sonra kesim noktasına ulaşmaktadır. Yani,

$$\rho_1 = \frac{-\theta}{1+\theta^2} \quad (4.25)$$

değerini almakta, diğer otokorelasyonların ise sıfırdan farklı olmadıkları istatistik testlerle ortaya konabilmektedir<sup>171</sup>.

İkinci mertebeden hareketli ortalama süreci için ise, benzer mantıkla ilk iki mertebeden otokorelasyonlar sıfırdan farklı, diğer otokorelasyonlar ise sıfır değerini alacaklardır.

Örnek kısmi otokorelasyon fonksiyonu ise üstel veya dalgalı bir gerileme izleyecektir<sup>172</sup>. Hareketli ortalama sürecinin kısmi otokorelasyon fonksiyonunun görünümünün niçin bu şekilde oluştuğunun açıklamasını ise otoregresif süreç ile hareketli ortalama süreci arasındaki ilişkilerde aramak yerinde olacaktır.

Kısmi otokorelasyon katsayıları AR modellerin derecesinin belirlenmesinde kullanılır. AR modellerin derecesinin belirleyebilmek için hesaplanan kısmi otokorelasyon katsayılarının hangi gecikmeden sonra sıfırdan farklı olmayan değerler aldığına karar vermek gerekir. Kısmi otokorelasyon katsayılarının standart hatası verilecek bu karar için bir ölçüdür. İncelenen serinin terim sayısı  $n$  olduğunda,  $AR(p)$  sürecinin kısmi otokorelasyon katsayısının standart hatası,

$$s_{\phi_{kk}} \cong 1/\sqrt{n} \quad k > p \quad (4.26)$$

formülü yardımı ile elde edilir.

Yukarıda kısmi otokorelasyon fonksiyonu üzerinde durmuş ve nasıl hesaplanacağını tartışmıştık. Yule-Walker denklemlerini kullanarak yapılan bu hesaplamadan  $p$  inci mertebeye kadar olan otoregresif sürece ilişkin kısmi otokorelasyonlar aşağıdaki özelliklere sahip olacaktır:

AR(1) :

$$\phi_{11} = \rho_1 = \phi \quad (4.27)$$

$$\phi_{kk} = 0 \quad k > 1 \text{ için}$$

<sup>171</sup> Box and Jenkins, s. 69.

<sup>172</sup> Boxerman and O'Connell, s. 460.

AR(2) :

$$\phi_{11} = \rho_1$$

$$\phi_{22} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \quad (4.28)$$

$$\phi_{kk} = 0 \quad k > 2 \text{ için}$$

: :

AR(p) :

$$\phi_{11} \neq 0, \dots, \phi_{pp} \neq 0 \quad (4.29)$$

$$\phi_{kk} = 0 \quad k > p \text{ için}$$

Dolayısıyla otoregresif sürecin sahip olduğu mertebeden büyük gecikmeler için kısmi otokorelasyonlar sıfır değerini almakta, sürecin mertebesine kadar olan kısmi otokorelasyonlar ise sıfırdan farklı bulunmaktadır. Bu durumda, otoregresif sürecin mertebesinin tayin edilmesi kolaylaşmış olmaktadır. Her ne kadar bu sürecin mertebesinin tayin edilmesinde çok değişik kriterler önerilmiş olsa da<sup>173</sup> uygulamada mertebenin tayininde kısmi otokorelasyon fonksiyonuna itibar edildiği görülmektedir<sup>174</sup>.

#### 4.1.7. Korelogram

Otokorelasyon katsayıları kümesinin analizi ile model belirlemeye yardımcı olan korelogram, otokorelasyon katsayıları ile k gecikme değerlerinin (k=0, 1, 2, 3, ...) karşılıklı işaretlenmesiyle elde edilen grafiklerdir<sup>175</sup>.

Uygulamada anakütleyle ilişkin otokorelasyon katsayıları ( $\rho_k$ ) bilinmediği için korelogram,  $\rho_k$ 'ların tahmini olan  $r_k$ 'lar kullanılarak çizilir. Eğer korelogram  $r_k$ 'lara yani örneklem otokorelasyon katsayılarına göre çizilirse, bu grafiğe örneklem korelogramı ya da kısaca korelogram denir.

<sup>173</sup> G.G. Judge, W.E. Griffiths, R.C. Hill, H. Lütkepohl and T.C. Lee. *The Theory and Practice of Econometrics*, 2<sup>nd</sup> Edition, Toronto: John Wiley and Sons, 1985, s. 241.

<sup>174</sup> Bowerman and O'Connell, s. 460.

<sup>175</sup> Chatfield, s. 20.



Korelogram, otokorelasyon katsayıları kümesinin açıklanmasında,  $r_k$ 'ların sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olup olmadıklarının tesbitinde, zaman serisini etkileyen unsurların tanımlanmasında, özellikle analiz edilen zaman serisi için uygun olabilecek modelin belirlenmesinde kullanılan en önemli araçlardan biridir.

#### 4.2. Model Belirleme Aşamaları

Box ve Jenkins tarafından geliştirilen ve zaman serilerini analiz etmek amacıyla kullanılan modellere genel olarak Box-Jenkins modelleri adı verilir. Önceki bölümlerde de ifade edildiği gibi, Box-Jenkins grubundan olan her model sınıfının değişik model tipleri vardır. Bunlar;

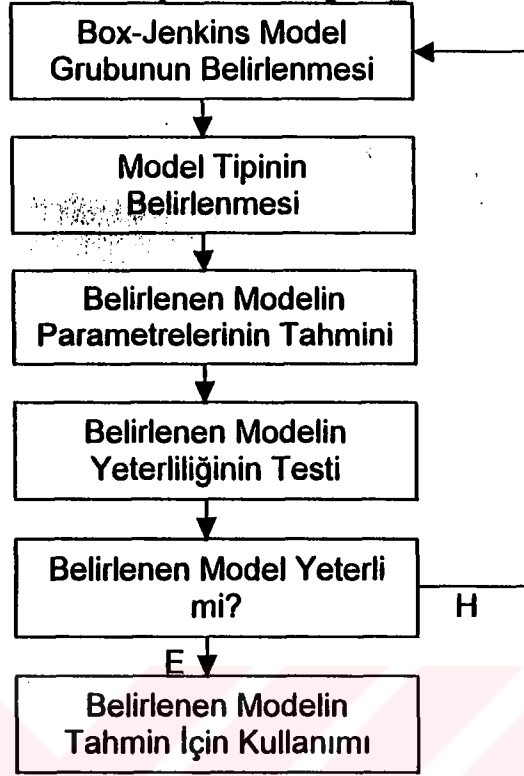
Durağan modeller grubuna giren ve uygulamada sıkça karşılaşılan model tipleri AR(1), AR(2), MA(1), MA(2), ARMA(1,1);

Durağan olmayan modeller grubuna giren ve uygulamada sıkça karşılaşılan model tipleri ARI(1,1,0), ARI(2,1,0), ARI(2,2,0), IMA(0,1,1), IMA(0,1,2), IMA(0,2,2), ARIMA(1,1,1);

Mevsimsel modeller grubuna giren ve uygulamada sıkça karşılaşılan model tipi çarpımsal ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> modelidir<sup>176</sup>.

İncelenen zaman serisi için uygun Box-Jenkins modelinin seçiminde ve tahmin amacıyla kullanılmasında yapılacak işlemleri, Box ve Jenkins belirli basamaklarda toplamışlardır. Bu basamaklar bir akış şeması şeklinde aşağıda Şekil-4.1'de gösterilmiştir. İlk olarak gözlem değerlerinden meydana gelen asli seri incelenir ve ilgili model grubu (durağan, durağan olmayan, mevsimsel gibi) kararlaştırılır. İkinci olarak, belirlenen bu model grubundan hangi model tipinin ilgili seri için uygun olacağına karar verilir. Üçüncü olarak, ikinci adımda ilgili seri için uygun olabileceği belirlenen modelin parametreleri tahmin edilir. Dördüncü olarak, belirlenen modelin yeterli olup olmadığı test edilir. Yapılan test sonucunda model yeterli bulunmuşsa, model tahmin amacıyla kullanılır. Aksi durumda ilk adıma dönülür ve aynı işlemler yeterli bir model belirleninceye kadar tekrar edilir.

<sup>176</sup> Box and Jenkins, s. 305.



Şekil-4.1. Box-Jenkins Yönteminde Model Belirleme Aşamaları

#### 4.2.1. Uygun Box-Jenkins Model Grubunun Belirlenmesi

Burada incelenen zaman serisinin en iyi hangi modelle temsil edilebileceği araştırılır. Başka bir ifadeyle ARIMA(p,d,q) modelinde p,d,q parametrelerinin, eğer seride mevsimsellik varsa mevsimsel parametrelerin ne olması gerektiği araştırılır. Bu amaçla analiz edilmek üzere ele alınan bir zaman serisi için ARIMA modelleri grubundan hangisinin bu seriye uygun olacağına karar verebilmek için, önce serinin durağanlığının ve mevsimselliğinin incelenmesi gereklidir. Bunun için aşağıda bu konular kısaca incelenmiştir.

##### 4.2.1.1. Zaman Serisinin Durağanlığının İncelenmesi

Bir zaman serisinin aritmetik ortalaması (trendi) ve varyansı zaman içinde sistematik bir değişme göstermiyorsa bu tür serilere durağan seriler denir. Periyodik dalgalanmalardan arındırılmış seriler olan durağan seriler , istatistik bir dengeye sahiptirler. .

Uygulamada daha çok karşılaşılan durağan olmayan zaman serileri ise, bir kısmı diğer kısmına oranla büyük dalgalanmalar gösteren seriler olup, böyle serilere belirli olasılık kuralları uygulanamaz ve seri belirli bir modelle gösterilemez<sup>177</sup>.

Ancak durağan olmayan zaman serilerinde bile çoğu kez bir homojenlik söz konusu olmakta, başka bir deyişle, periyodik olarak benzer hareketler gözlenmektedir. Bu şekilde durağan olmayan homojen serilerin durağan hale getirilmesi sonucunda olasılık modeller ile gösterilmesi mümkün olmaktadır.<sup>178</sup>

Box-Jenkins tahmin yöntemleri de durağan zaman serilerine uygulanabilen yöntemlerdir. Oysa gerçek ve özellikle iktisadi yaşamda karşılaşılan serilerin çoğu, trend, mevsimsel dalgalanmalar ve konjonktürel dalgalanmalar ile tesadüfi dalgalanmalardan birini ya da bir kaçını birlikte içeren durağan olmayan zaman serileridir. İşte bu noktada durağan olmayan zaman serilerinin durağanlaştırılması önem kazanmaktadır.

Bir serinin durağan olup olmadığının anlaşılmasında en basit yol, serinin grafiğini incelemektir. Daha önce belirtildiği gibi durağan bir seri trend, mevsim ve konjonktür etkilerini içermeyeceğinden, sabit ortalama etrafında tesadüfi dalgalanmalar sergileyecektir. Buna karşılık durağan olmayan bir seri, sayılan faktörlerden birinin ya da bir kaçının etkisi altında kalacağından, grafikte bu etkileri görmek mümkündür. Ancak bu şekilde ilgili seriye ilişkin sağlıklı kararı vermek her zaman mümkün olmayabilir. Çünkü ilk bakışta durağan gibi görünen bir seri, zaman içinde az da olsa değişiklik gösterebilir. Bunun için subjektif olan bu yöntemin yanısıra, objektif nitelik taşıyan testlere dayanarak karar vermek daha sağlıklı olacaktır.

Zaman serileri analizinde durağanlığın incelenmesinde, serilerin otokorelasyon fonksiyonları ve bu fonksiyonların korelogramı, ilgili serilerin grafiğini çizmekten daha güvenilir bir araçtır. Bir orijinal(asli) seri için tahmin edilen gecikmeli otokorelasyon katsayılarının değerleri Şekil-4.2'de görüldüğü gibi birinci veya ikinci gecikmeden sonra istatistik olarak anlamlı olmayan değerler alma ve hızlı bir şekilde sifıra yaklaşma eğiliminde ise, ya da söz

---

<sup>177</sup> Kayım, s. 13.

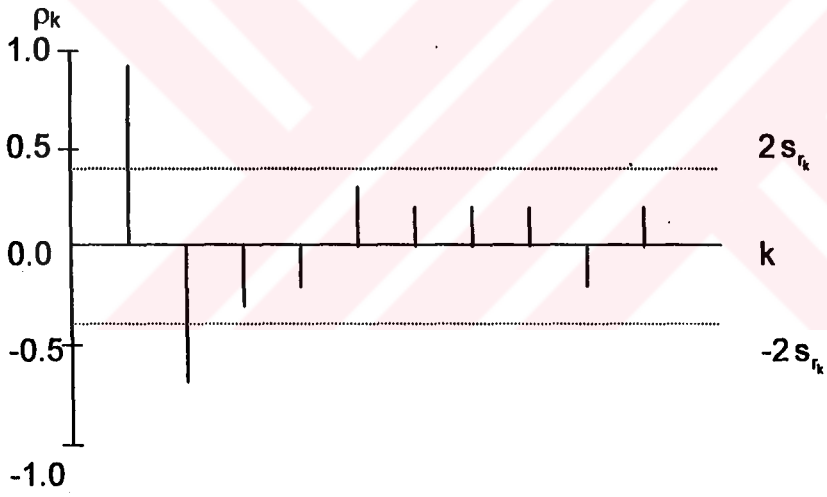
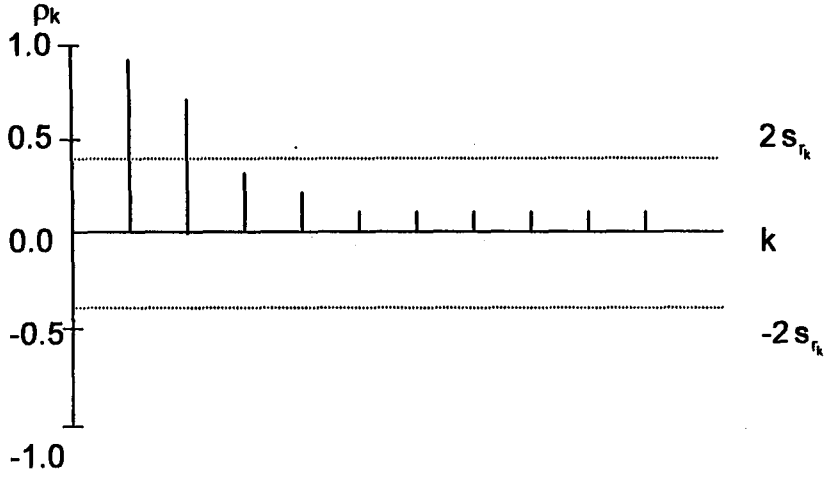
<sup>178</sup> Kayım, s. 42.

konusu şekilde görülen birbirine paralel kesikli çizgilerle işaretlenen  $\pm 2s_k$  limit değerleri arasında kalıyorsa, otokorelasyon katsayıları istatistiksel olarak sıfırdan farklı değildir ve seri de durağandır. Böyle bir durumda adı geçen seri için uygun modeli durağan Box-Jenkins modelleri grubunda aramak gerekmektedir.

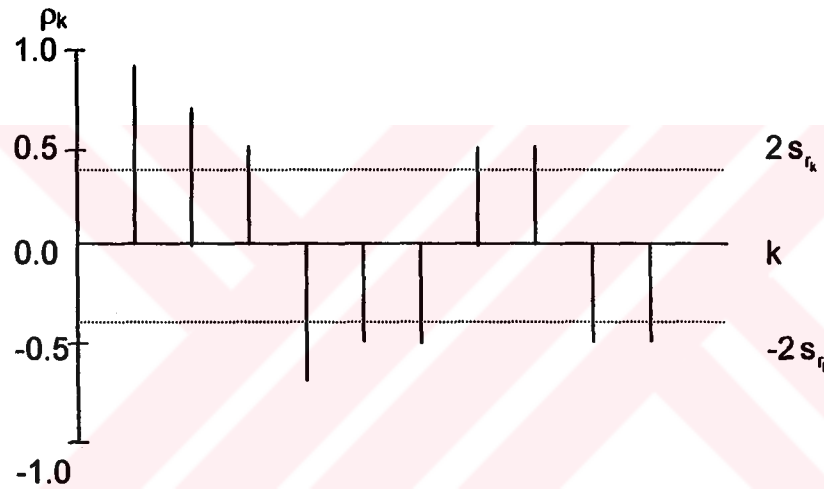
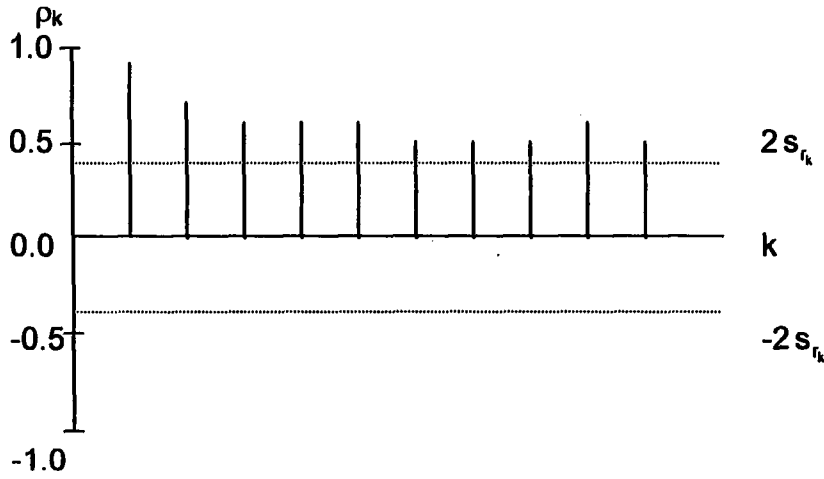
Aksine incelenen bir zaman serisinin grafiği devamlı artma veya devamlı azalma eğiliminde ise, ya da bu seri için hesaplanan örneklem otokorelasyon katsayıları birinci, ikinci, üçüncü veya daha yüksek gecikmelerde (gecikmenin çok büyük değerleri hariç) sıfıra doğru yaklaşma eğilimi göstermiyorsa, ya da  $\pm 2s_k$  sınırları dışında ise, bu katsayılar istatistiksel olarak sıfırdan farklıdır/anlamlıdır<sup>179</sup>. Bu durumda da seri durağan değildir ve bu tür bir seri için kullanılacak uygun model, durağan olmayan Box-Jenkins modelleri grubunda aranır.

---

<sup>179</sup> Box and Jenkins, s. 174-176.



Şekil-4.2. Durağan Serilere Ait Korelogramlar



Şekil-4.3. Durağan Olmayan Serilere Ait Korelogramlar

Durağan olmayan zaman serilerinin durağan hale getirilmesinde genellikle iki yöntem kullanılmaktadır<sup>180</sup>.

Bu yöntemlerden biri, seriyi oran haline dönüştürmektir. Serinin gözlem değerleri, uygun bir zaman serisinin gözlem değerlerine bölünerek (serinin nüfusa bölünerek kişi başına ifade edilmesi gibi) durağanlık sağlanmaya çalışılır. Bu yöntemin anlaşılmasının ve yorumunun kolay olma avantajı yanında oranlamada kullanılacak seriye ait ek bilgiye ve oranlamada kullanılacak bu serinin gelecekte alacağı değerlerin tahminine ihtiyaç göstermesi gibi dezavantajları da vardır.

<sup>180</sup> Farnum and Stanton, s. 86.

Durağanlığın sağlanması için ikinci ve genel olarak benimsenen yöntem ise, serinin uygun derecede farklarının alınmasıdır.

Uygulamada genellikle birinci ya da ikinci farklar alınarak durağanlık sağlanır. Fark alma derecesini gösteren  $d$  sembolü, durağan serilerde 0, birinci dereeden fark alınarak durağanlaştırılan serilerde 1 ve ikinci dereeden fark alınarak durağanlaştırılan serilerde ise 2 değerini alır.

İncelenen serinin orijinal değerlerini  $Y_t$  ile gösterirsek, birinci dereeden farkları alınmış seri,

$$z_t = Y_t - Y_{t-1} \quad t=2, 3, \dots, n \quad (4.30)$$

olacaktır.

Birinci dereeden farkların alınması sonucunda serinin durağan hale gelmesi beklenir. Ancak bu işlem sonunda durağanlık sağlanamazsa, birinci dereeden fark serisinde tekrar fark alınarak ikinci dereeden fark serisine ulaşılır.

$$z_t = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \quad t=3,4,\dots,n \quad (4.31)$$

Uygulanan fark derecesi genel olarak seride bulunan trendin derecesi ile aynı olmaktadır. Şöyle ki, birinci dereeden trend bulunan serilerde birinci derecede farklar, ikinci dereeden trend bulunan serilerde ise ikinci derecede farkların alınması durağanlığın sağlanması için yeterli olmaktadır<sup>181</sup>.

Trend etkisi yanında mevsim etkisi de içeren serilerde durağanlık, karmaşık dönüşüm işlemleri sonucunda sağlanır. Çünkü daha önceki farklara ek olarak mevsim etkisini ortadan kaldıracak fark alma işlemi de gerekecektir. Bu karmaşıklığı azaltmak amacıyla fark alma, yani dönüşüm işlemi iki operatör yardımıyla gösterilir. Bunlar geriye öteleme operatörü ve fark alma operatörüdür. Uygulamada mevsimsel olmayan düzeyde fark almada olduğu gibi mevsimsel fark alma derecesi de 1 veya 2 olmaktadır.

Durağan olmayan bir zaman serisini her zaman fark alma işlemi ile durağan hale getirmek mümkün olmayabilir. Örneğin zaman serilerinde serinin ortalaması büyüdükçe gözlem değerlerinin değişkenlikleri de artar. Ancak bu

---

<sup>181</sup> Farnum and Stanton, s. 86.

gibi durumlarda gözlem değerlerindeki oransal değişme ortalama bir seviyeye nazaran bağımsızdır. Böyle durumlarda orijinal/asli serilerin logaritmalarını alarak oluşturulan logaritmik serilerin incelenmesi daha yararlı olur<sup>182</sup>.

Durağanlaştırma işlemi yaparken dikkat edilmesi gereken önemli bir nokta, durağan olan ya da dönüştürme işlemi sonucunda durağan hale gelen bir seriye daha yüksek dereceden fark alma işlemi uygulanırsa, yine bir durağan seri elde edilebilir ancak, aşırı fark almanın sonucu olarak otokorelasyon fonksiyonunun yapısı değişir ve serinin varyansı artar<sup>183</sup>. Bu da otoregresif sürecin mertebesini belirleyen otokorelasyon fonksiyonunun yapısını etkileyerek modelin hatalı tanımlanmasına neden olur.

Sonuç olarak durağan olmayan bir zaman serisinin fark alma işlemi sonucunda genellikle durağan hale getirilebildiğini görüyoruz. Burada bir serinin durağan olup olmadığının ya da başka bir deyişle hangi dönüştürme işlemi sonrasında durağan hale geldiğinin belirlenmesi önemli bir durumdur.

Zaman serilerinin durağanlığını test etmek için çeşitli durağanlık testleri kullanılmaktadır. Aşağıda bu testlere ilişkin kısa bilgiler verilmiştir.

#### 4.2.1.2. Durağanlık Testleri

Bir serinin durağan olup olmadığı araştırılırken

Non-Parametrik ve

Parametrik

testler kullanılabilir.

Serbest dağılım testleri de denilen non-parametrik testler, anakütle dağılımı ile ilgili bir takım varsayımlarda bulunmayı gerektirmeyen<sup>184</sup> başka bir deyişle, herhangi bir teorik dağılım fonksiyonuna dayanmayıp, bir teorik dağılım fonksiyonunun parametrelerinden faydalanmayan testlerdir.

<sup>182</sup> D.Ç. Montgomery and L.A. Johnson. *Forecasting and Time Series Analysis*, New York: McGraw-Hill Book Company, 1976, s. 206.

<sup>183</sup> Abraham and Ledolter, s. 233.

<sup>184</sup> Farnum and Stanton, s. 57.



Parametrik testler ise, anakütle dağılımının şekli ile ilgili temel varsayımlar gerektiren testlerdir. Bunun için parametrik testlerin kullanılması anakütle dağılımının şeklinin bilinmesine bağlıdır.

Parametrik ve non-parametrik testlerin birbirlerine göre üstün ve zayıf taraflarını şu şekilde sıralamak mümkündür<sup>185</sup>:

- Kullanılabilmesi için gerekli olan tüm varsayımların gerçekleşmesi halinde parametrik testler her zaman non-parametrik testlerden istatistiksel olarak daha etkin ve güçlüdürler.

- Hesaplama kolaylığı açısından ise, non-parametrik testler parametrik testlere göre daha üstündürler.

- Parametrik testler gibi kullanımı belirli şartların sağlanmasına bağlı olmadığından daha geniş bir uygulama alanına sahip olan non-parametrik testlerin uygulanması daha kolaydır ve bu testlerle daha kısa sürede sonuç almak mümkündür.

- Bazı karmaşık ve girift durumlar için non-parametrik testler yetersiz kalmaktadır. Dolayısıyla bu durumlarda parametrik testler kullanılmaktadır.

- Normal dağılım varsayımının gerçekleşmesi durumunda küçük örnek büyüklükleri için bile parametrik testler non-parametrik testlere oranla daha güçlüdür<sup>186</sup>.

Sonuç olarak ifade etmek gerekirse, non-parametrik testlerin kullanımı belirli şartların gerçekleşmesine bağlı olmadığından geniş bir uygulama alanına sahip olduğu, ancak parametrik testlere oranla daha zayıf oldukları söylenebilir.

Parametrik testlerin kullanımının anakütle dağılımının şeklinin bilinmesine bağlı olması, bu testlerin kullanım alanını daraltmakla beraber, gözlem sayısının arttırılabildiği durumlarda –merkezi limit teoremi gereği normale yaklaşım kabul edilebileceğinden- bu sınırlayıcı özellik bir ölçüde ortadan kalkacaktır. Nitekim Box-Jenkins tahmin teknikleri çok sayıda gözlem yapılmasına ihtiyaç gösterdiğinden normal dağılıma yaklaşım kabul edilebilecektir.

<sup>185</sup> Kemal Kurtuluş. Pazarlama Araştırmaları, 5. Baskı, İstanbul: İ.Ü. İşletme Fak. Yayın No:28, İ.Ü. İşletme İktisadi Enst. Yayın No:160, 1996, s. 121; Bilge Köksal Aloba. İstatistik Analiz Metodları, 3. Baskı, İstanbul: Çağlayan Kitabevi, 1985, s. 424.

<sup>186</sup> Farnum and Stanton, s. 72.

#### 4.2.1.2.1. Non-Parametrik Testler

Durağanlık sınamalarında kullanılan non-parametrik testlerden ikisi, dönüm noktaları testi ile işaret testidir.

##### 4.2.1.2.1.1. Dönüm Noktaları Testi

Serinin lokal olarak tepe veya çukur oluşturan her noktasını birer dönüm noktası kabul eden test, bu noktaların trend etkisi içeren pozitif otokorelasyonlu bir seride durağan seriyeye oranla daha az olacağı noktasından hareket eder.

Serinin durağan olması ve trend etkisi içermemesi durumunda, dönüm noktaları sayısının ( $u$ ) örnekleme dağılımı  $n \geq 10$  için yaklaşık olarak normal olacaktır. Bu nedenle testte normal dağılım tablosu kullanılmaktadır<sup>187</sup>.

Seride bulunan dönüm noktalarının sayısı grafik üzerinden sayılabileceği gibi, birinci dereceden fark serisinde bir gözlemden diğerine işaretin değiştiği noktaların belirlenmesiyle de hesaplanabilir.

Dönüm noktaları testinde hipotezler;

$H_0$  : Seri durağandır (Trend yoktur)

$H_1$  : Seri durağan değildir (Trend veya otokorelasyon söz konusudur)

şeklindedir.

Test istatistiği,

$$Z_h = \left| \frac{u - \mu_u}{\sigma_u} \right| \quad (4.32)$$

şeklinde hesaplanır. Burada,

$u = n$  gözlem içeren seride dönüm noktası sayısı

$$\mu_u = \frac{2(n-2)}{3} \quad (4.33)$$

$$\sigma_u = \sqrt{\frac{16n-29}{90}} \quad (4.34)$$

olarak hesaplanır.

<sup>187</sup> Farnum and Stanton, s. 63.

Hesaplanan  $Z_h$  değeri  $\alpha$  anlam seviyesinde normal dağılım tablo değeriyle karşılaştırılarak  $Z_h < Z_{\alpha/2}$  olması durumunda durağanlık hipotezinin bulunduğu  $H_0$  kabul, aksi halde red edilecektir.

#### 4.2.1.2.1.2. İşaret Testi

İşaret testi de dönüm noktaları testinde olduğu gibi birinci dereceden fark serisini kullanarak, serinin trend etkisi içerip içermediğini test eder.

Şöyle ki, orijinal serinin durağan olması halinde, birinci dereceden fark serisi de –ortalama değeri sıfır olan- durağan bir seri olacaktır.

Ortalama değer sıfır olması halinde ise, birinci dereceden fark serisinde pozitif ve negatif gözlem sayısı eşit ve dolayısıyla pozitif bir gözlemin ihtimali (P) 1/2 olacaktır<sup>188</sup>.

İşaret testi bu noktadan hareketle, birinci dereceden fark serisinde yer alan pozitif gözlem sayısını belirleyerek ,  $P=1/2$  oranının geçerli olup olmadığını test eder.

İşaret testinde hipotezler,

$H_0 : P=1/2$  (Seri durağandır –Trend yoktur)

$H_1 : P \neq 1/2$  (Seri durağan değildir –Trend vardır)

şeklinde belirlenir. Test istatistiği,

$$Z_h = \left| \frac{v - \mu_v}{\sigma_v} \right| \quad (4.35)$$

olarak hesaplanır. Burada,

$$\mu_v = \frac{n}{2} \quad (4.36)$$

$$\sigma_v = \sqrt{\frac{n}{4}} \quad (4.37)$$

$v$  : Birinci dereceden fark serisinde pozitif gözlem sayısını

<sup>188</sup> Farnum and Stanton, s. 66.

$n$  : Birinci dereceden fark serisinde sıfırdan farklı gözlem sayısını ifade etmektedir.

İşaret testinde,  $n \geq 20$  durumunda normal dağılım tablosu kullanılıp,  $|Z_h| < Z_{\alpha/2}$  ise  $H_0$  hipotezi kabul edilerek serinin durağan olduğu, aksi halde durağan olmayıp trend etkisi içerdiği söylenecektir.

#### 4.2.1.2.2. Parametrik Testler

Zaman serilerinde durağanlığı belirlemek için kullanılan parametrik testler de parametrik olmayan testler gibi durağanlığın olup olmadığını, seride tesadüflüğün yani trendin varlığı veya yokluğuna dayandırmaktadır. Bir zaman serisinin durağan olması, serinin trendin etkisinde olmaması ve de gözlem değerlerinin tesadüfi olması demektir.

Zaman serilerinde durağanlığın sınanması için,

- Trend Testi ( $\rho=0$ )
- Von-Neumann Oranı
- Otokorelasyon Fonksiyonunun Gözlenmesi
- Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonunun Gözlenmesi
- Rule of Thumb Prosedürü
- Düzeltilmiş Box-Pierce Q İstatistiği

kullanılabilir.

##### 4.2.1.2.2.1. Trend Testi ( $\rho=0$ )

Bu testin kullanılması, korelasyon katsayılarının teorik bölünmesinin sahip olduğu özelliklerin incelenmesini gerektirir.

Bir seride trendin varlığı, seri ile zaman arasındaki korelasyon katsayısının sıfırdan farklı olup olmadığına göre belirlenir ve eğer korelasyon katsayısı sıfırdan farklı ise, serinin trend etkisi içerdiği söylenir. Bunun için korelasyon katsayısının sıfırdan farklı olup olmadığını test etmek gerekecektir.

Örnek korelasyon katsayıları ( $r_i$ ), teorik dağılımın şekli, anakütle korelasyon katsayısının ( $\rho$ ) değerine ve örnek birim sayısına bağlıdır. Örnek büyüklüğünün artması ile korelasyon katsayılarının teorik bölünmesi normal dağılım gösterme eğilimindedir. Ancak bu eğilim anakütle korelasyon katsayısının ( $\rho$ ) sınanmasında  $H_0$  hipotezi ( $H_0 : \rho = 0$ ) kabul edildiğinde daha güçlüdür. Zira  $\rho=0$  için örnek korelasyon katsayısının ( $r$ ) dağılımı simetrik olmasına rağmen,  $\rho>0$  olduğunda sola,  $\rho<0$  olduğunda ise sağa çarpıktır<sup>189</sup>.

Diğer yandan  $\rho$ 'nun sıfırdan farklı bir değer olup olmadığının sınanmasında normal dağılımın kullanılabilmesi için bazı koşulların varlığı gereklidir.  $\rho<0,90$ 'ın testinde  $n \geq 50$  için normal dağılım sözkonusu iken,  $n<50$  için normal alanlar tablosundan yararlanılabilmesi için Fisher dönüşümüne başvurmak gerekmektedir. Ayrıca  $\rho>0,90$  testi için de  $n$  ne olursa olsun yine aynı dönüşümü kullanmak zorunludur<sup>190</sup>.

Anakütle korelasyon katsayısının sıfır olması ( $\rho=0$ ) durumunda, örnek birim sayısı arttıkça sıfır etrafında simetrik olan  $r_i$  'lerin teorik dağılımı normale yaklaşacaktır. Birim sayısının az olması halinde dahi,  $n>4$  ise dağılım simetrik ve tek modludur.

Zaman serisinin gözlem değerleri ile zaman arasında hesaplanacak korelasyon katsayısının sıfıra eşit olmasının anlamı, iki değişken arasında doğrusal bir ilişkinin, başka bir ifadeyle trendin olmadığıdır.

Anakütle korelasyon katsayısının sıfırdan farklı olması ( $\rho \neq 0$ ) durumunda ise, örnek korelasyon katsayıları teorik dağılımı gözlem sayısı arttıkça normale yaklaşır. Ancak  $\rho$ 'nun sıfıra yakın değerleri dışında bu yaklaşım çok yavaş seyreder<sup>191</sup>. Bu bakımdan normal dağılıma uygunluk ancak gözlem sayısının 500'den büyük olması durumunda geçerli olmaktadır<sup>192</sup>. Bu sebeple anakütle korelasyon katsayısının sıfır ya da sıfırdan farklı olması halinde farklı testler kullanılacaktır. Ancak burada anakütle korelasyon katsayısının sıfır olduğu

<sup>189</sup> L.L. Chao. *Statistics: Methods and Analysis*. 2<sup>nd</sup> Edition, New York: McGraw Hill Book Company, 1974, s. 359; Genceli, s. 284.

<sup>190</sup> Kemal Yoğurtcuoğlu. *Örnekleme*, İstanbul: İst. Üniv. Yayın No:2228, Sermet Matbaası, 1976, s. 122.

<sup>191</sup> M.G. Kendall. *The Advanced Theory of Statistics*, London: Charles Griffin, 1973, s. 336-343.

<sup>192</sup> U.Yule and M.G. Kendall. *An Introduction to the Theory of Statistics*, London: Griffin, 1973, s. 451.

varsayıldığından örnek korelasyon katsayıları teorik dağılımının şekli, yalnızca gözlem sayısına bağlı olup gözlem sayısı arttıkça normal dağılıma yaklaşım kabul edilebilecektir.

Bu ön bilgilerden sonra zaman serisinde trendin varlığı araştırılırken anakütle korelasyon katsayısının sıfırdan farklılığı sınanacağından normal dağılımdan yararlanılabilecektir.

Örnek korelasyon katsayıları teorik dağılımının ortalaması,

$$E(r) = \rho = 0 \quad (4.38)$$

Varyansı,

$$V(r) = \frac{1-r^2}{n-2} \quad (4.39)$$

olacaktır.

Hipotezler,

$H_0 : \rho=0$  (Trend yoktur, seri durağandır)

$H_1 : \rho \neq 0$  (Trend vardır, seri durağan değildir)

şeklinde belirlenir. Test istatistiği,

$$t_h = \frac{r-\rho}{S_r} \quad (4.40)$$

$$t_h = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

şeklinde hesaplanır.

t tablosundaki  $\alpha$  anlamlılık seviyesi ve (n-2) serbestlik derecesindeki tablo değeriyle karşılaştırılarak hipotez red veya kabul edilecektir.

$\alpha$  anlam seviyesinde, eğer  $|t_h| > t_{\alpha/2}$  ise,  $H_0$  hipotezi red edilecektir. Bu ise serinin trend etkisinde bulunduğu yani durağan olmadığı anlamına gelir. Aksine tablo değerinden küçük ise, sıfır hipotezi kabul edilecek, seride trend etkisinin bulunmadığı ve serinin durağan olduğu söylenecektir.

#### 4.2.1.2.2. Von-Neumann Oranı

Zaman serilerinde durağanlığın belirlenmesinde kullanılan testlerden biri de Von-Neumann Oranıdır. Bu oran, herhangi bir değişkenin birinci mertebeden farklarının örnek varyansına oranı olarak tanımlanabilir<sup>193</sup>. Bu test, esas olarak ekonometrik modellerde otokorelasyonun teşhis edilmesinde kullanılmaktadır<sup>194</sup>.

Von-Neumann Oranına (M) ilişkin kritik değerler 1980 yılında Nelson tarafından düzeltilmiştir. Bu değerler, ilgili  $\alpha$  düzeyine göre "Von-Neumann Oranına İlişkin Kritik Değerler" tablosundan bakılır ve hesaplanan değerle karşılaştırılarak karar verilir.

Von-Neumann Oranı, birinci mertebeden farkların karelerinin toplamını, ortalamadan sapmaların karelerinin toplamına bölerek elde edilmektedir;

$$SS_{\Delta Y} = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - Y_{t-1})^2}{n-1} = \sum_{t=1}^n (\Delta Y)^2 \quad (4.41)$$

$$SS_{YY} = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}{n-1} \quad (4.42)$$

$$M = \frac{SS_{\Delta Y}}{SS_{YY}} \quad (4.43)$$

M değeri daima 0-4 değerleri arasında bir değer olmakta ve alacağı değer trend ve otokorelasyondan etkilenmektedir. Zira  $H_0$  doğru ise (serinin tesadüfi olduğu)  $SS_{\Delta Y}$ 'nin beklenen değeri,

$$E(SS_{\Delta Y}) = 2\sigma^2 \quad (4.44)$$

şeklinde hesaplanır<sup>195</sup>.

$SS_{YY}$  ise  $\sigma^2$  'ye eşit olacağından oranın beklenen değeri,

$$E\left(\frac{SS_{\Delta Y}}{\sigma^2}\right) = 2 \quad (4.45)$$

<sup>193</sup> Farnum and Stanton, s. 73.

<sup>194</sup> J. Johnson. *Econometric Methods*, 3<sup>rd</sup> Edition, Singapore: McGraw-Hill Book Company, 1984, s. 389.

<sup>195</sup> R.J. Wonnacott and T.H. Wonnacott. *Econometrics*, New York: John Wiley and Sons, 1979, s. 411.

olacaktır. Dolayısıyla, M oranının 2 değeri civarında bulunması, örneklemin tesadüfi olduğu sonucunu gösterecektir. M'nin alabileceği değerler ve bu değerlere karşılık serinin yapısı aşağıdaki tabloda kısaca gösterilmiştir<sup>196</sup>.

Tablo:4.1. Von-Neumann Oranına (M) İlişkin Özel Durumlar

Seri	M'nin Değeri
Durağan ve Bağımsız Hata Payı İçeriyorsa	2,0 Civarı
Trend Etkisi İçeriyorsa	2,0'dan Küçük
Durağan ve Pozitif Otokorelasyon İçeriyorsa	2,0'dan Küçük
Durağan ve Negatif Otokorelasyon İçeriyorsa	2,0'dan Büyük

#### 4.2.1.2.2.3. Otokorelasyon Fonksiyonu

Durağan seriler periyodik dalgalanmalar içermediklerinden, serinin gecikmeli değerleri arasında, başka bir deyişle serinin t dönemi ile t-k dönemindeki gözlem değerleri arasında ilişki bulunmayacağından, çeşitli gecikmeler için hesaplanan örnek otokorelasyon katsayılarının sıfırdan farklı olmaması gerekecektir.

Bu nedenle örnek otokorelasyon fonksiyonunun grafiğinin incelenmesi, bir serinin durağan olup olmadığını belirlemede bir diğer araç olarak karşımıza çıkmaktadır.

Durağan olmayan bir zaman serisinin otokorelasyon katsayıları bir çok gecikme için sıfırdan farklı olup, otokorelasyon fonksiyonunun şekli gecikme büyüdükçe soldan sağ aşağıya inen bir görünüm sergileyecek<sup>197</sup>, başka bir deyişle durağan olmayan zaman serilerinde örnek otokorelasyon katsayıları çok yavaş bir şekilde küçülürken, bu küçülme durağan serilerde çok çabuk gerçekleşecek ve bir-iki gecikme sonra sıfıra inecektir.

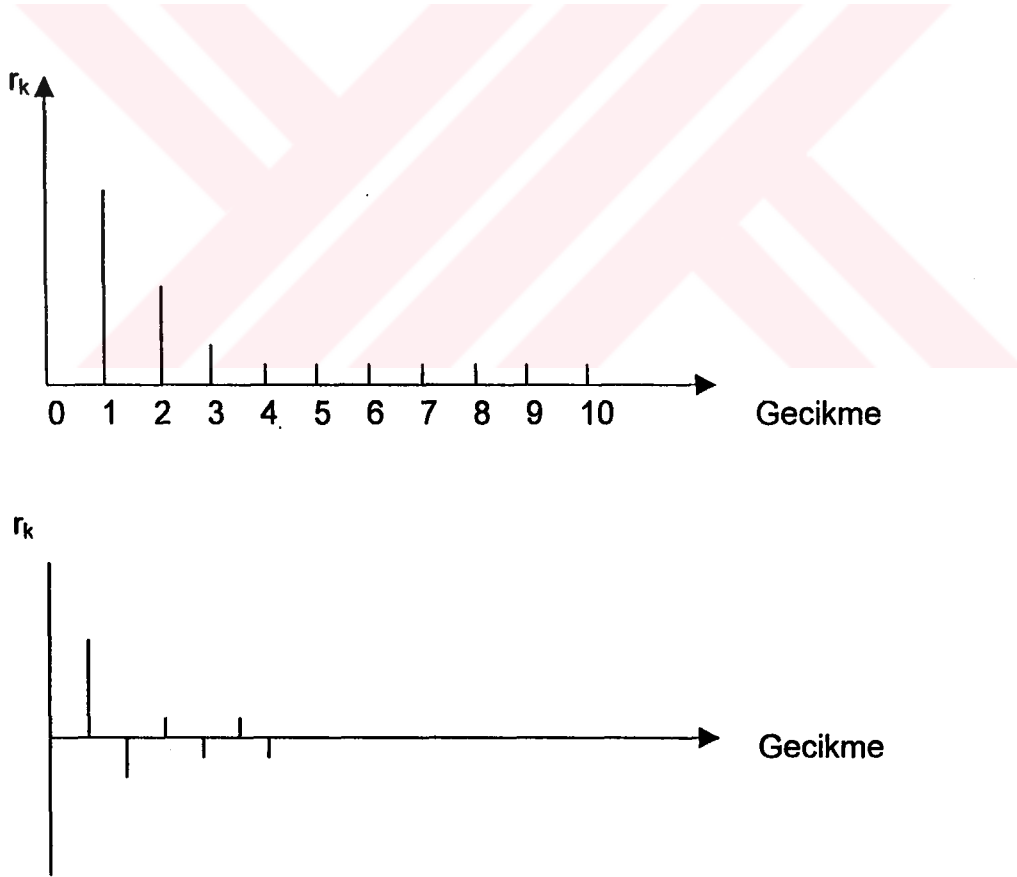
Otokorelasyon fonksiyonunun gözlenmesi parametrik bir test değildir ama kullanımda anlamlı katsayıların belirlenmesinde parametrik yöntemlerden yararlanılmaktadır. Daha önce de ifade edildiği gibi, k zaman gecikmesi ile

<sup>196</sup> Farnum and Stanton, s. 73.

<sup>197</sup> Kayım, s. 78.



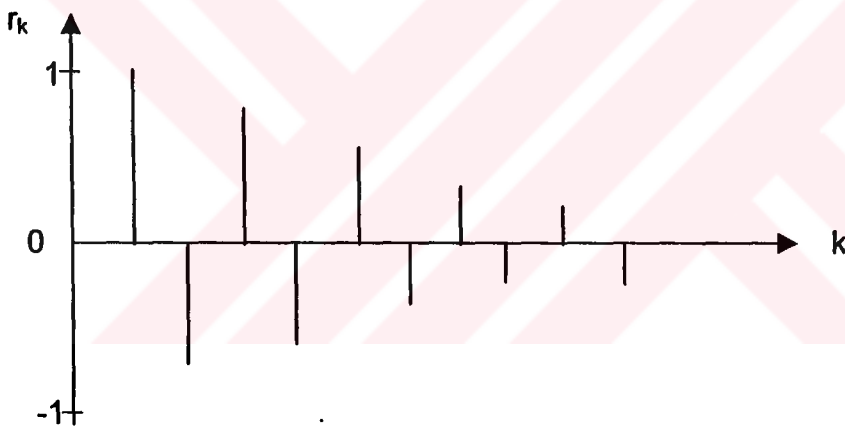
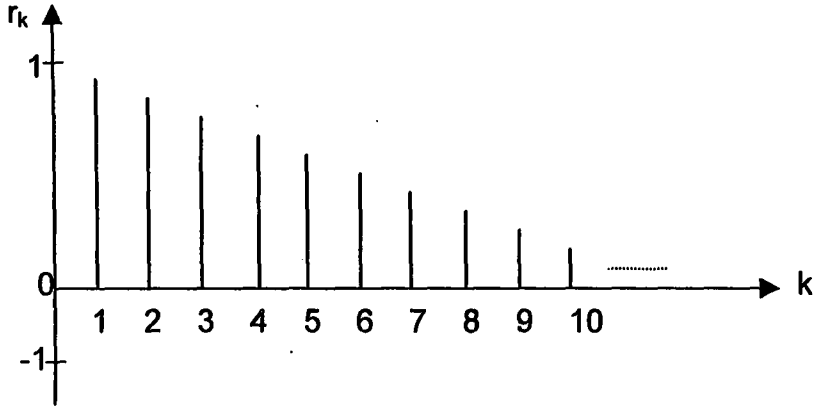
birbirinden ayrılmış gözlemler arasındaki ilişkilerin derecesini otokorelasyonlar yardımıyla belirlemek mümkün olabilmektedir.  $k$  gecikme ile ifade edilen bu otokorelasyonların grafik üzerinde gösterilmesiyle örnek otokorelasyon fonksiyonuna (SACF) ulaşılır. SACF'yi aynı zamanda sürecin belleği olarak da düşünmek mümkündür<sup>198</sup>. Yani zaman serisinin  $t$  dönemlerinde aldığı değerler ile  $(t-k)$  dönemlerinde aldığı değerler arasındaki ilişki SACF'nin görünümünü etkileyecektir. Dolayısıyla serinin durağan olup olmadığının saptanmasında SACF bir gösterge olarak kullanılabilir. Çünkü durağan ve mevsimsel etkiden uzak bir zaman serisinin  $t$  dönemindeki değerleri ile  $(t-k)$  dönemindeki değerleri arasındaki ilişki daha az olacaktır. Böylece durağan bir zaman serisinin SACF'sinde ya bütün otokorelasyonlar sıfıra eşit veya örnekleme hatası nedeniyle, ilk bir-iki gecikme için sıfırdan farklı, sonraki gecikmeler için sıfır otokorelasyon değerine sahip olması beklenmektedir.



Şekil-4.4. Durağan Zaman Serisinin Otokorelasyon Fonksiyonları

<sup>198</sup> C.W.J. Granger and P. Newbold. *Forecasting Economic Time Series*, 2<sup>nd</sup> Edition, London: Academic Press Inc., 1986, s. 5.

Eğer seri durağan değilse, cari gözlemler ile geçmiş dönemlerdeki gözlemler arasındaki ilişki artacağından SACF ağır ağır azalan bir görünüme sahip olacaktır.



Şekil-4.5. Durağan Olmayan Zaman Serisinin Otokorelasyon Fonksiyonları

Kısaca ifade etmek gerekirse, zaman serisi değerlerinin SACF'si oldukça hızlı olarak k eksenini kesiyor veya çok hızlı azalıyorsa seri durağan olarak kabul edilir. SACF'nin oldukça ağır bir şekilde düşmesi halinde ise serinin durağan olmadığına karar verilecektir<sup>199</sup>.

Bu açıklamalar mevsim etkisine sahip olmayan zaman serileri içindir. Eğer zaman serisi mevsim etkisine sahipse, SACF'nin görünümü değişikliğe uğrayacaktır. Mevsimsel hareketler, periyodiktir ve başlangıcı ile bitişi bir yıllık takvim süresi içinde gerçekleşir. Bu yüzden mevsim etkisinde kalan bir zaman

<sup>199</sup> Bowerman and O'Connel, s. 39.

serisinin SACF'sinin 12, 24, ... gibi gecikmeler için yükselmeler göstermesi beklenir. Ancak seri durağan ise, 12, 24 gecikmeleri için otokorelasyonlarda kaydedilecek yükselmeler 36, 48, ... gecikmeleri için söz konusu olmamalıdır.

Yukarıda ifade edilmeye çalışılan otokorelasyon fonksiyonunun yapısı ile zaman serisinin özellikleri arasındaki ilişkiyi bir tablo yardımıyla aşağıdaki gibi göstermek mümkündür<sup>200</sup>.

Tablo:4.2. Zaman Serisinin Yapısına Göre Otokorelasyon Fonksiyonunun Görünümü

Serinin Yapısı	Otokorelasyon Fonksiyonunun (SACF) Görünümü(Yapısı)
Tesadüfi ve Trendsiz Seri	Bütün gecikmeler için otokorelasyonlar sıfır.
Trendli Seri	Kısa gecikmeler için pozitif ve yüksek otokorelasyon, gecikme arttıkça yavaşça azalma görülür. SACF'nin yapısı azalan (aşağı doğru) bir trend görünümüne sahiptir.
Trendsiz Mevsimsel Hareketler İçeren Seri	(Aylık zaman serilerinde)12, 24 gecikmeleri için yüksek otokorelasyon değerleri söz konusudur. Gecikme arttıkça (36, 48, ... gecikmeleri için) otokorelasyon katsayıları düşme eğilimi gösterirler. Diğer gecikmeler için otokorelasyonlar serideki öteki hareketlerin etkisindedir.
Trendli Mevsimsel Hareketler İçeren Seri	Otokorelasyonlar trendli serideki gibidir ve 12, 24, 36, ... gecikmeleri için tepe oluşturarak ağır ağır azalan dalgalı görünüm sergilerler.
Durağan ve Pozitif Otokorelasyonlu Seri	Düşük mertebeli otokorelasyonlar için yüksek değer söz konusudur. Gecikme arttıkça hızlı bir şekilde azalır.

<sup>200</sup> Farnum and Stanton, s. 78.

#### 4.2.1.2.2.4. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

İncelenen bir zaman serisinin gösterdiği hareketleri belirlemek ve bu serinin durağan olup olmadığını ortaya koymak için örnek otokorelasyon fonksiyonundan (SACF) yararlanılabileceği daha önce ifade edilmişti. Burada örnek kısmi otokorelasyon fonksiyonundan da (SPAC) bahsetmek gerekmektedir.

Zaman serileri analizinde kullanılan otokorelasyonların hesaplanmasında, birbirinden  $k$  gecikme ile ayrılmış dönemlerde zaman serisinin almış olduğu değerler kullanılmaktaydı. Örneklemeden hesaplanan bu otokorelasyonların, istatistikte iki değişken arasındaki ilişkinin derecesini ölçen korelasyon katsayısından başka bir şey olmadığı aşikardır. Bilindiği gibi iki değişken arasındaki ilişkinin derecesini ölçen korelasyon katsayısı, değişkenler üzerinde etkili olan başka değişkenler söz konusu olduğunda bunların etkisini de taşıyan yetersiz bir ölçü haline dönüşmektedir. İşte böyle bir durumda aralarındaki ilişkiyi araştırdığımız iki değişkenin dışında kalan değişkenlerin etkisini sabit kılacak şekilde korelasyon katsayısını yeniden hesaplamak gerekecektir. Bu ölçüye kısmi otokorelasyon katsayısı denir<sup>201</sup>.

Bu duruma benzer şekilde, hesaplanacak örnek kısmi otokorelasyonları için de aynı mantık geçerlidir. Bu otokorelasyonlar, birbirinden  $k$  gecikme ile ayrılmış gözlemler arasında kalan diğer gözlem değerlerinin etkisini sabit kabul ettiklerinde,  $k$  gecikme ile ayrılmış gözlemler arasındaki ilişkinin net derecesini göstermiş olacaktır.

Örnek kısmi otokorelasyon katsayısı  $\phi_{kk}$  ile gösterilir ve bu katsayının hesaplanmasında iki metod kullanılabilir<sup>202</sup>. Bunlardan biri,  $Y_t$ 'yi bağımlı değişken kabul ederek  $Y_{t-1}$ 'den  $Y_{t-k}$ 'ya kadar olan gözlem değerleri için regresyon denklemini tahmin etmektir.  $\phi_{kk}$  'nın tahmini bu denklemde  $Y_{t-k}$ 'nin katsayısı olan  $\beta_{t-k}$  'ya eşittir.

<sup>201</sup> D. Salvatore. *Statistics and Econometrics*, Shaum's Outline Series, New York: McGraw-Hill Book Company, 1982, s. 146.

<sup>202</sup> Farnum and Stanton, s. 291.

$$\hat{Y}_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \hat{\beta}_{t-k} Y_{t-k} + e_t \quad (4.46)$$

$\hat{\beta}_{t-k} = \hat{\phi}_{kk}$  dır. Ancak bu yöntemden yararlanılabilmesi için her  $\phi_{kk}$  için ayrı ayrı regresyon denkleminin tahminin yapılması gerekmektedir.

Diğer taraftan otokorelasyon katsayılarının hiyerarşik yapısından hareketle de kısmi otokorelasyonlar hesaplanabilmektedir<sup>203</sup>. Bu yöntemle kısmi otokorelasyonların hesaplanabilmesi,

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \phi_{k2}\rho_{j-2} + \dots + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \phi_{kk}\rho_{j-k} \quad j = 1, 2, 3, \dots, k \quad (4.47)$$

şeklindeki Yule-Walker denklem sistemi yardımıyla mümkün olduğu daha önceki bölümde ifade edilmişti.

Uygulamada, kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tahmin edilebilmesi için, denklemlerdeki genellikle bilinmeyen  $\rho_k$ 'lerin yerine onların örneklemden elde edilen tahmin değerleri olan  $r_j$ 'ler kullanılır. Bu durumda kullanılan denklem sistemi,

$$r_j = \phi_{k1}r_{j-1} + \phi_{k2}r_{j-2} + \dots + \phi_{k(k-1)}r_{j-k+1} + \phi_{kk}r_{j-k} \quad j=1,2,3, \dots, k \quad (4.48)$$

şeklini alır. Buna göre kısmi otokorelasyon fonksiyonunun tahmini en son yazılan bu denklemler sisteminin aşamalı olarak  $\phi_{kk}$  için çözümü yapılarak elde edilir. Bu çözüm daha önceki bölümde gösterilmişti.

Yukarıda bahsedilen yöntemin kullanılması, gecikmenin (k) artmasıyla yüksek boyutlu matrislerin determinantlarının hesaplanmasını gerekli kılarak işlemleri güçleştirmekte ve zaman kaybına yol açmaktadır. Bu nedenle kısmi otokorelasyonların hesaplanmasında hiyerarşik çözüm tekniğinden yararlanılmaktadır. Hiyerarşik çözüm, yukarıda değinilen yöntemden farklı olmayıp sadece hesaplamayı kolaylaştıran bir yaklaşımdır.

Söz konusu bu yaklaşım,  $r_k$ 'ların hiyerarşik yapısından yola çıkarak (k-1)'inci aşamadaki  $\phi_{k-1,j}$  tahminlerinden k aşamasındaki  $\phi_{kk}$  tahminlerine ulaşmakta ve bunu gerçekleştirirken daha önce tartışılan yüksek boyutlu matrislerin determinantlarının hesaplanması zorunluluğunu ortadan kaldırarak;

<sup>203</sup> Box and Jenkins, s. 64.

$$r_{kk} = \begin{cases} r_1 & k = 1 \text{ için} \\ \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_j} & k = 2, 3, \dots \text{ için} \end{cases} \quad (4.49)$$

$$r_{kj} = r_{k-1,j} - r_{kk} r_{k-1,k-j} \quad j=1, 2, \dots, k-1 \quad (4.50)$$

formülünü kullanmaktadır<sup>204</sup>.

Tahmin edilen kısmi otokorelasyon katsayılarının standart hatası da otokorelasyon katsayıları gibi

$$1/\sqrt{n} \quad (4.51)$$

olacaktır.

Gerçekten hiyerarşik yöntemle  $k \times k$  boyutlu matrisin determinantını hesaplamak için tersinin alınması zorunluluğu ortadan kalktığından sonuca ulaşmak kolaylaşmaktadır. Bununla birlikte yöntemin kullanımıyla yuvarlaklaştırma hataları ortaya çıkabileceği öne sürülmektedir. Ancak bu zaaf hem abartılacak kadar önemli değil hem de bilgisayar programlarında daha duyarlı işlemler kullanılarak ortadan kaldırılabilir niteliktedir.

#### 4.2.1.2.2.5. Rule of Thumb Prosedürü

Büyük örneklemelerin normale yaklaşımından hareket eden Rule of Thumb prosedürü, sıfırdan farklı hesaplanan otokorelasyon katsayılarının örnekleme hatası nedeniyle sıfırdan farklı değer alıp almadığını test eder.

Durağanlığın sinanmasında otokorelasyon fonksiyonundan (SACF) yararlanabilmekle beraber, bu fonksiyona dayanarak durağanlığın tesbitinin subjektiflikten kurtarılmasına gerek vardır. İşte, Rule of Thumb prosedürü bu ihtiyacı kısmen karşılayabilmektedir.

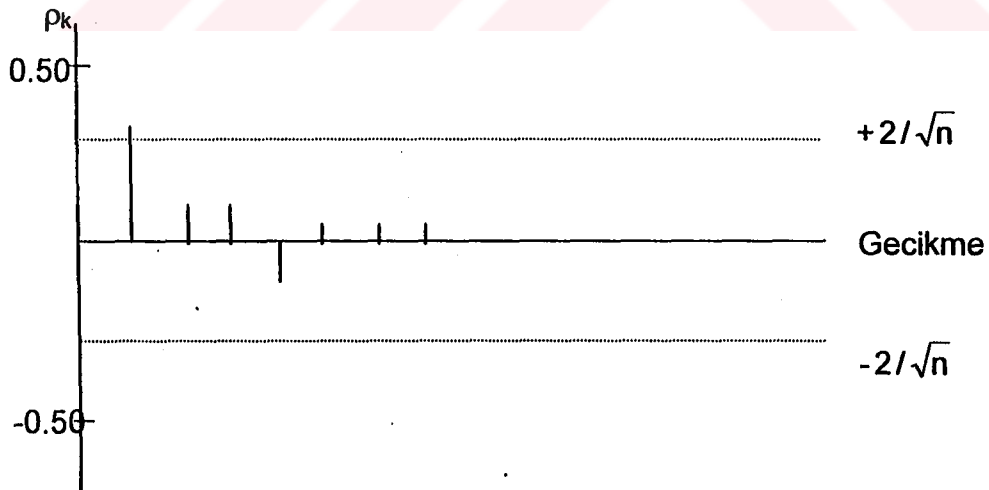
Yukarıda mevsimsel hareketlerin etkisinde olmayan bir zaman serisinin durağan olması için ilk bir veya iki gecikmeden sonraki otokorelasyonların sıfır

<sup>204</sup> Abraham and Ledolter, s. 212.

olması gerektiğini ifade etmiştik. Ancak örneklemeden hesaplanan otokorelasyonların, örnekleme hatası nedeniyle sıfırdan farklı değer almaları mümkün olduğundan, sıfırdan farklı değere sahip otokorelasyonların gerçekten sıfırdan farklı olup olmadıklarının belirlenmesi önem kazanmaktadır. İşte Rule of Thumb prosedürü, hesaplanan otokorelasyonların sıfırdan farklılığının sınanmasında iki sınır değer önermektedir. Bu yöntemle göre, bu sınırlar arasında kalan otokorelasyonlar sıfırdan farklı değer almış olsalar bile bunun örnekleme hatasından kaynaklandığı, dolayısıyla sıfıra eşit oldukları kabul edilir.

Rule of Thumb prosedürü, büyük örneklerin normal dağılıma yaklaşma özelliğinden hareket etmektedir. Eğer  $k$  gecikmesi için anakütle otokorelasyonu  $\rho_k = 0$  ise,  $k=1, 2, \dots$  için gözlem sayısı  $n$  yeteri kadar büyük olduğunda, örnek otokorelasyonları ( $r_k$ ), ortalaması sıfır, varyansı  $1/\sqrt{n}$  olan normal dağılım izleyecektir.

Normal dağılım izleyen tesadüfi değişkene ilişkin gözlemlerin kabaca %95'i ortalamadan  $\pm 2$  standart sapma uzaklıkta olacağından hareketle  $\pm 2/\sqrt{n}$  sınır değerinden büyük otokorelasyonlar için  $\rho_k = 0$  hipotezi red edilecektir.



Şekil-4.6. Rule of Thumb Prosedürü ile Durağanlık Testi

Grafikten de görülebileceği gibi, Rule of Thumb prosedürü, alt ve üst sınır değerine bağlı olarak farklı gecikmelerdeki çok sayıda  $\rho_k$  'nın testi için kullanılabilir. Ancak çok sayıda  $\rho_k$  'nın test edilmesi, testin etkinliğini

azaltacaktır. Çünkü bu yöntem kullanıldığında test edilen her  $\rho_k$  için doğru hipotezin red edilme ihtimali ( $\alpha$ ) sabit gözükmesine rağmen, test edilen her fazla  $\rho_k$  için  $\rho_k$  'lardan en az birinin -sıfırdan farklı olmadığı halde- yanlış biçimde sıfırdan farklı kabul edilme ihtimali artmaktadır. Örnek olarak, aynı anda 20 otokorelasyon katsayısı test edildiğinde, en az bir otokorelasyon katsayısının sıfırdan farklı olmadığı halde –yanlış biçimde- sıfırdan farklı kabul edilme ihtimali ( $\alpha$ ) %64'e yükselmektedir<sup>205</sup>. Bu yüzden Rule of Thumb prosedüründen yararlanılarak aynı anda çok sayıda otokorelasyon katsayısının testi uygun olmayabilmektedir.

Rule of Thumb prosedüründe hipotezler,

$$H_0 : \rho_k = 0$$

$$H_1 : \rho_k \neq 0$$

şeklinde belirlenir ve çeşitli gecikmeler için hesaplanan  $r_k$  değerleri  $2/\sqrt{n}$  kritik değeri ile karşılaştırılır,

$$|r_k| > 2/\sqrt{n}$$

durumunda %95 ihtimalle  $H_0$  hipotezi reddedilerek k gecikme için anakütle korelasyon katsayısının sıfırdan farklı olduğu, dolayısıyla serinin durağan olmadığı kabul edilir. Aksi halde  $H_0$  'ın reddedilmesi için yeterli sebep bulunamadığından serinin durağan olduğu kabul edilir.

#### 4.2.1.2.2.6. Box-Pierce Q İstatistiği

Q istatistiği 1970 yılında Box ve Pierce tarafından geliştirilmiş, daha sonra 1978 yılında da Ljung ve Box tarafından düzeltilmiştir. Bu testte, test edilecek m adet otokorelasyon katsayısına eşit serbestlik derecesinde  $\chi^2$  dağılımına uyan ve Q istatistiği adıyla bilinen test istatistiği kullanılır.

Bu test, zaman serileri analizinde en önemli testlerden biridir. Çünkü bu test kurulan deneysel modelin parametre tahmini yapıp hata payları elde

<sup>205</sup> Farnum and Stanton, s. 79.



edildikten sonra bu hata paylarını test ederek deneysel modelin yeterliliğinin belirlenmesinde de önemli bir araç olarak kullanılmaktadır.

İlk  $m$  sayıdaki otokorelasyonlar içinde sıfırdan farklı değer alan otokorelasyonların etkilerini topladığı için Portmanto adını alan test,  $Q$  veya  $Q^*$  sembolleriyle gösterilmektedir. Bu özelliğinden dolayı adı geçen test, gerek serinin gerçek değerlerinden hareket ederek durağanlığın sınanmasında, gerekse hata paylarından hareketle modelin uygunluğunun testinde gözlem değerleri veya hata payları arasındaki ilişki bulunmadığı varsayımını test etmektedir. Bu varsayımın doğru olması halinde seri küçük otokorelasyonlara sahip olacak, böylece  $Q$  istatistiği de küçük değer alacaktır. Aksi durumda,  $Q$  istatistiğinin alacağı değer de otokorelasyonlardaki büyüme nedeniyle yükselecektir<sup>206</sup>.

Portmanto testi, bazı yönleri ile Rule of Thumb prosedürüne benzemekle beraber, bu prosedürün bir eksikliğini ortadan kaldırmaktadır. O da şudur; Rule of Thumb prosedüründe tek bir otokorelasyonun testinde anlam seviyesi ( $\alpha$ ), sabit olmakla beraber test edilen otokorelasyon sayısı arttığında, bu otokorelasyonlardan en az birinin hatalı şekilde sıfırdan farklı olduğunun kabul edilme ihtimali artmaktaydı. Portmanto testinde ise,  $m$  sayıda otokorelasyon aynı anda test edilerek anlam seviyesi kontrol altında tutulmaktadır<sup>207</sup>.

Box ve Pierce tarafından geliştirilen test istatistiği,

$$Q = n \sum_{k=1}^m r_k^2 \quad (4.52)$$

şeklindedir. Düzeltilmiş Ljung-Box istatistiği ise,

$$Q^* = n \left( n + 2 \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2}{n-k} \right) \quad (4.53)$$

eşitliği ile ifade edilmektedir.

$n$  : Gözlem sayısı,

$m$  : Test edilecek otokorelasyon katsayısı adedidir.

<sup>206</sup> Bowermann and O'Connell, s. 149.

<sup>207</sup> Farnum and Stanton, s. 84.

Bu formüller incelendiğinde, testin aynı anda m sayıda otokorelasyon katsayısının sınanması amacıyla uygulandığı açıkça görülmektedir. Testin etkinliği açısından aynı anda sınanacak otokorelasyon katsayılarının sayısının (m'nin) belirlenmesi, sonucun güvenilirliği açısından önem kazanmaktadır. Çünkü, m çok küçük seçilmişse, yüksek mertebeli gecikmelerde bulunabilecek sıfırdan farklı otokorelasyonlar teşhis edilemeyecektir. Diğer yandan, m'nin büyük bir değer alması halinde yüksek mertebelerdeki gecikmelerde sıfıra yaklaşan otokorelasyonlar nedeniyle, ilk gecikmelerdeki yüksek otokorelasyonların etkisi sulandırılmış (diluted) olacağından testin gücü azalacaktır. Dolayısıyla seçimi keyfi olmasına rağmen m'nin ne çok küçük ne de çok büyük tutulmaması gerekmektedir. Uygulamada genellikle aynı anda test edilecek katsayıların sayısının (m) örneklem büyüklüğünün 1/4'ünden fazla olmamasının kabul gördüğü gözlenmiştir<sup>208</sup>.

Portmanto testi, serinin gözlem değerleri arasındaki ilişkiyi araştırır. Çeşitli gecikmeler için gözlemler arasında ilişki olmadığı durumda, hesaplanacak otokorelasyon katsayıları küçük olacağından Q test istatistiği de küçük çıkacaktır. Benzer şekilde, gözlem değerleri arasında ilişki varsa otokorelasyon katsayıları büyüyeceğinden Q istatistiği de daha büyük değer alacaktır.

Uygulamada kabul edilen bir diğer nokta da, düzeltilmiş Box-Pierce İstatistiğinin (Q<sup>\*</sup>), Q'ya göre daha güvenilir sonuçlar verdiğidir.

Q istatistiği ile serinin durağanlığının sınıandığı ve m=3 olduğu kabul edilirse, hipotez,

$$H_0 : \rho_k = 0 \quad k \leq 3 \text{ (bütün k'lar için)}$$

$$H_1 : \rho_k \neq 0 \quad k \leq 3 \text{ (bazı k'lar için)}$$

veya

$$H_0 : 3 \text{ veya daha az gecikme için seri trend etkisinde değildir.}$$

$$H_1 : 3 \text{ veya daha az gecikmelerden bazıları trend etkisini içermektedirler.}$$

şeklinde olacaktır.

<sup>208</sup> A.C. Harvey. *The Econometric Analysis of Time Series*, Oxford: Philip Aflan Publishers Limited,

Q istatistiği m serbestlik dereceli bir  $\chi^2$  dağılımı izlemektedir. Buna göre, eğer Q istatistiği  $\chi_{0,05}^2(m)$  tablo değerinden büyük ise  $H_0$  (durağanlığın sağlandığı hipotezi) red, aksi halde kabul edilecektir.

#### 4.2.1.3. Zaman Serisinin Mevsimselliğinin İncelenmesi

Mevsimsel dalgalanmalar zaman serilerinin durağanlığını bozan faktörlerden biridir. İncelenen bir zaman serisinin grafiği birbirini izleyen yılların aynı aylarında /dönemlerinde benzer davranışlar gösteriyorsa ve bu seri için tahmin edilen örneklem otokorelasyon katsayılarının değerleri de aynı şekilde birbirini izleyen yılların aynı aylarında/dönemlerinde istatistiksel olarak anlamlı olacak şekilde azalma veya artma eğilimi gösteriyorsa, bu tür seriler mevsimsel serilerdir. Mevsimsel özelliğe sahip bir zaman serisi için uygun model, mevsimsel modeller grubundaki modellerden biri olacaktır.

Mevsimsel bir zaman serisinin durağan hale getirilmesi için mevsimsel fark esas alınır ( $Y_t - Y_{t-s}$ ). Zaman serileri bazen, hem trend hem de mevsimsellik gösterirler. Bu durumdaki bir seriyi durağan hale getirmek için önce birinci ya da ikinci dereceden fark alma işlemi ile trend ortadan kaldırılır sonra da farklar serisinin mevsimsel farkları alınır. Otokorelasyon katsayılarının analizi ve korelogramın yorumlanması, mevsimsel dalgalanma gösteren seriler için de söz konusudur.

#### 4.2.2. Geçici Uygun Modelin Belirlenmesi

İncelenen zaman serisi için uygun model grubu belirlendikten sonra model tipinin, yani durağan model grubunun AR(p), MA(q), ARMA(p,q); durağan olmayan model grubunun ARI(p,d), IMA(d,q), ARIMA(p,d,q); mevsimsel model grubunun ARI(p,d)(P,D), IMA(d,q)(D,Q), ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) tiplerinden hangisinin uygun olabileceği kararlaştırılır. Bu şekilde belirlenen modele geçici uygun model denir.

Geçici modelin önce derecesi belirlenir. Yani, AR(p) modelinde p'nin, MA(q) modelinde q'nun, ARMA(p,q) modelinde p ve q'nun, ARIMA(p,d,q) modelinde p,d, ve q'nun, mevsimsel modellerde p,d,q,P,D ve Q'nun değerlerinin ne olacağı belirlenir. Daha önce de ifade edildiği gibi d'nin belirlenmesi kolaydır. Şöyle ki, eğer zaman serisi durağan ise, yani zaman serisi sabit bir değer etrafında dalgalanma gösteriyorsa d=0 değerini alacaktır. Eğer zaman serisinin birinci farklar serisi durağan sayılabiliyorsa d=1 veya zaman serisinin ikinci farklar serisi durağan ise d=2 değerini alacaktır. Diğer taraftan ARMA(p,q) modellerinde p ve q nasıl belirleneceği sorusunun cevabı, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon analizleri sonucunda verilir.

Daha sonra da geçici parametre değerleri belirlenir. Aşağıda, bahsedilen bu işlemler her model grubu için ayrı ayrı açıklanmıştır.

#### **4.2.2.1. Durağan Modeller Grubunda Model Belirlenmesi**

##### **4.2.2.1.1. Geçici Uygun Durağan Model Tipinin Belirlenmesi**

Durağan zaman serilerinin analiz ve tahmininde AR(p), MA(q) ve ARMA(p,q) modelleri kullanılır. Analiz edilecek zaman serisinin yapısına ve serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının seyrine göre bu modelden birisi ilgili seri için seçilir. Durağan modeller arasında seçim yapabilmek için önce analiz edilecek serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları belirlenir ve bunların korelogramları çizilir. Bu iki korelogramın seyri birlikte incelenerek aşağıdaki tablodaki kriterlere göre seriye uygun model tipi belirlenir<sup>209</sup>.

<sup>209</sup> Newbold, s. 400-401; Box and Jenkins, s. 79 ve 175; Montgomery, Johnson and Gardiner, s. 261.

Tablo:4.3. Durağan Modellerde Anakütle Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonlarının Durumu

Model Tipi	Otokorelasyon Fonksiyonu	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
AR(p)	Üssel ve/veya sinüzoidal bir şekilde azalır.	p gecikmesinden sonra istatistik olarak anlamlı değildir.
MA(q)	q gecikmesinden sonra istatistik olarak anlamlı değildir.	Üssel ve/veya sinüzoidal bir şekilde azalır.
ARMA(p,q)	q-p gecikmesinden sonra üssel ve/veya sinüzoidal bir şekilde azalır.	p-q gecikmesinden sonra üssel ve/veya sinüzoidal bir şekilde azalır.

Durağan bir zaman serisi için hesaplanan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının seyri Tablo:4.3'te belirtilen durumlardan hangisine uyuyorsa, ilgili durumun karşısına gelen model tipi, sözkonusu seri için geçici uygun model olarak alınır.

Durağan bir seri için uygulanacak ARMA(p,q) modeli için p ve q veya uygulanacak AR(p) modeli için p veya MA(q) modeli için q nasıl belirlenecektir. Bundan önce ne tür seriler için AR(p) modeli, ne tür seriler için MA(q) modeli ve ne tür seriler için ARMA(p,q) modeli uygun olur sorusunun cevaplanması gereklidir. Bilindiği gibi ARMA(p,q) modeli AR(p) ve MA(q) modelleri karışımı olup AR ve MA modellerinin her ikisinin de özelliklerini taşır. Dolayısıyla model sınıfının belirlenmesinde AR ve MA doğrusal stokastik süreç modellerinin otokorelasyonlar bakımından gösterdikleri özelliklerin iyi bilinmesi gereklidir.

Hatırlanacağı üzere, AR(p) modelinde otokorelasyonlar gecikme sayısı arttıkça azalmakta idi ve k'nın çeşitli değerleri için otokorelasyon hesaplanabiliyordu. Dolayısıyla durağan bir zaman serisinde otokorelasyonlar azalarak sifıra yaklaşıyorsa AR modeli seçilmesi uygun olur. Yine hatırlanacağı gibi MA(q) modelinde q gecikmeden sonraki otokorelasyonlar sıfır idi. Dolayısıyla durağan bir zaman serisi için belli bir gecikmeden sonra otokorelasyonlar sıfır ise, bu takdirde MA(q) modeli seçilmesi uygun olur.

Eğer zaman serisi AR ve MA modellerinin ikisinin de özelliklerini taşıyorsa ARMA modeli seçilmesi uygun olur.

#### 4.2.2.1.2. Geçici Uygun Durağan Model Derecesinin Belirlenmesi

Geçici uygun model tipi belirlendikten sonra bu modelin derecesinin (p, q veya p-q) belirlenmesi gerekir. Modelin derecesini belirlerken de araç olarak otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları kullanılır.

Yukarıda ifade edildiği gibi model belirlendikten sonra sıra sözkonusu modelin mertebesini/derecesini belirlemeye gelecektir. MA(q) modelinin mertebesini belirlemek kısmen kolaydır. Şöyle ki, durağan zaman serisinde q gecikmeden sonraki otokorelasyonlar sıfır ise, MA modelinin mertebesi q'dur. Bunun için örneklem otokorelasyon katsayılarının korelogramı çizilir. Korelogramda  $\pm 2s_{r_k}$  sınırları dışında kalan örneklem otokorelasyon katsayıları sıfırdan istatistik olarak anlamlı sayılacağı için bunların sayısı q'nun değerini yani MA(q) modelinin derecesini verecektir<sup>210</sup>. Örneğin otokorelasyon katsayılarının korelogramında  $\pm 2s_{r_k}$  sınırları dışında kalan ve istatistik olarak anlamlı olan iki tane otokorelasyon katsayısı varsa q=2 ve model MA(2) tipinde olacaktır.

Fakat aynı şeyi AR modelleri için söylemek mümkün değildir. Çünkü AR modellerinde otokorelasyonlar üssel olarak azalmaktadır. Dolayısıyla AR(p) modelinde kaçınıcı gecikme otokorelasyon istatistik açıdan anlamlı/sıfırdan farklı ise AR modelinin mertebesi o olur. AR(p) model tipinde, p'nin belirlenmesinde kısmi otokorelasyon katsayılarından faydalanılır. Bunun için, tahmin edilen örneklem kısmi otokorelasyon katsayılarının korelogramı çizilir. Bu grafik üzerinde  $\pm 2s_{r_k}$  sınırları işaretlenir ve %5 anlam düzeyinde anlamlılık testi yapılır. %95 güven sınırlarının dışında kalan kısmi otokorelasyon katsayılarının sayısı p'nin değerini ve dolayısıyla geçici uygun model tipinin derecesini verir<sup>211</sup>. Örneğin kısmi otokorelasyon katsayılarının korelogramında  $\pm 2s_{r_k}$  sınırları

<sup>210</sup> Nelson, s. 8.

<sup>211</sup> Montgomery and Johnson, Operations ...,s. 469.

dışında kalan ve istatistiksel olarak anlamlı olan bir tane kısmi otokorelasyon katsayısı varsa, geçici uygun AR model tipinin derecesi  $p=1$  yani model AR(1) tipinde, iki tane kısmi otokorelasyon katsayısı varsa  $p=2$  ve model AR(2) tipinde olacaktır. AR(p) modeli,

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t \quad (4.54)$$

şeklinde bir çoklu regresyon modelidir. Dolayısıyla AR modelinin mertebesini belirlemek çoklu regresyonda modele alınacak bağımsız değişken sayısını belirlemeye benzer. Şöyle ki, eğer  $\phi_p$  istatistik anlamda sıfırdan farklı ise, p inci gecikme  $y_{t-p}$ 'nin  $y_t$  'yi belirlemede etken olduğu söylenir.

Öte yandan AR modeli için Yule-Walker denklemleri,

$$\rho_j = \phi_{k1} \rho_{j-1} + \phi_{k2} \rho_{j-2} + \dots + \phi_{kk} \rho_{j-k} \quad j=1,2,\dots,k \quad (4.55)$$

şeklinindedir. Burada  $\phi_{kj}$ , k mertebeden AR modelinin j inci parametresidir. Dolayısıyla  $\phi_{kk}$  sürecin sonuncu parametresidir.  $\phi_{kj}$  katsayılarına kısmi otokorelasyon denir ve  $\phi_{kk}$  şeklinde gösterilir. Eğer k inci kısmi otokorelasyon  $\phi_{kk}$  veya  $\phi_k$  sıfırdan farklı ise AR modeli k mertebededir. Yukarıda belirtildiği gibi kısmi otokorelasyonlar Yule-Walker denklem sisteminden elde edilir. Yule-Walker denklemlerinden  $\phi_j$  ler çekilirse görüleceği üzere  $\rho_k$ 'ların fonksiyonu olduğu görülür. Dolayısıyla yukarıda belirtildiği gibi p mertebeden AR sürecinde  $k \leq p$  gecikmesi için kısmi otokorelasyonlar  $\phi_{kk}$  sıfırdan farklı ve  $k > p$  için  $\phi_{kk}$  lar sıfırdır. Şu halde durağan zaman serisinin otokorelasyonları giderek azalıyor ve p gecikmeden sonra kısmi otokorelasyonlar sıfır oluyorsa, zaman serisi için uygun model AR(p) dir.

Daha önce belirtildiği gibi MA modellerinde belli q gecikmeden sonra otokorelasyonlar sıfır idi. Öte yandan MA modellerinde kısmi otokorelasyonlar AR modelinin aksine giderek azalmaktadır. Dolayısıyla zaman serisi otokorelasyonu q gecikmeden sonra sıfır oluyor ve kısmi otokorelasyonlar da giderek azalıyorsa durağan zaman serisinin MA(q) stokastik süreç modeliyle temsil edilmesi uygun olur.

ARMA(p,q) karışık modelleri, hem AR hem MA stokastik süreç özelliklerini taşır. Dolayısıyla durağan zaman serisi hem AR(p) modeli hem



MA(q) modeli özellikleri gösteriyorsa, yani durağan bir süreç niteliğindeki zaman serisi için belirlenen otokorelasyon katsayısı ile kısmi otokorelasyon katsayısı büyük gecikme değerleri için sıfıra yaklaşmıyorsa, söz konusu zaman serisinin, bileşenleri AR(p) ve MA(q) olan bir ARMA(p,q) modeli ile temsil edilmesi uygun olur<sup>212</sup>. p'inci dereceden AR ve q'uncu dereceden MA bileşenlerinden oluşan ARMA(p,q) modelinin otokorelasyon fonksiyonu ilk q-p gecikmesinden sonra üssel ve/veya sinüzoidal bir şekilde azalarak sıfıra giderken, kısmi otokorelasyon fonksiyonu p-q gecikmesinden sonra gittikçe üssel ve/veya sinüzoidal olarak azalan ve sıfıra yaklaşan bir görünüm verir. AR(p) modelinde p'nin, MA(q) modelinde q'nun belirlenmesi amacıyla yapılan kısmi otokorelasyon ve otokorelasyon katsayılarıyla ilgili anlamlılık testleri ARMA(p,q) modeli için de aynı şekilde uygulanır. Eğer sıfırdan istatistiksel olarak anlamlı olan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayısı birer tane ise, p=1 ve q=1 olur ve geçici uygun ARMA modeli de ARMA(1,1) olarak gösterilir.

#### **4.2.2.1.3. Geçici Uygun Durağan Modelin Parametrelerinin Belirlenmesi**

Zaman serisi için geçici uygun model belirlendikten sonra, örnek otokorelasyonlar yardımıyla model parametrelerinin geçici tahminleri yapılır. Geçici parametre tahminleri otokorelasyonlarla parametreler arasındaki ilişkiyi gösteren denklem sistemlerinin çözümünden elde edilir.

Geçici parametre tahminleri, seri için elde edilecek uygun nihai modelin yapısı hakkında bilgi verir ve uygun nihai parametre tahminlerinin yapılmasında başlangıç değerini gösterir.

Model türlerine göre yapılan parametre tahminleri aşağıda kısaca açıklanmıştır.

##### **4.2.2.1.3.1. Otoregresif Modellerde Parametrelerin Belirlenmesi**

AR(p) (otoregresif) modellerde parametrelerin geçici tahminleri, örneklem otokorelasyon katsayıları kullanılarak;

---

<sup>212</sup> Kutay, s. 75-76.



$$r_k = \phi_1 r_{k-1} + \phi_2 r_{k-2} + \phi_3 r_{k-3} + \dots + \phi_p r_{k-p} \quad (4.56)$$

şeklinde yazılan Yule-Walker denklem sisteminin aşamalı olarak  $\phi_p$  için ortak çözümünden elde edilir<sup>213</sup>.

Yukarıdaki denklem sistemi açık olarak,

$$\begin{aligned} r_1 &= \phi_1 + \phi_2 r_1 + \phi_3 r_2 + \dots + \phi_p r_{p-1} \\ r_2 &= \phi_1 r_1 + \phi_2 + \phi_3 r_1 + \dots + \phi_p r_{p-2} \\ r_3 &= \phi_1 r_2 + \phi_2 r_1 + \phi_3 + \dots + \phi_p r_{p-3} \\ &\dots \\ &\dots \\ r_p &= \phi_1 r_{p-1} + \phi_2 r_{p-2} + \phi_3 r_{p-3} + \dots + \phi_p \end{aligned} \quad (4.57)$$

şekinde ifade edilebilir.

AR(1) modeli için bu denklem sistemi çözüldüğünde, tahmin edilmesi gereken  $\phi_1$  geçici parametresinin değeri,

$$\phi_1 = r_1 \quad (4.58)$$

olarak bulunur<sup>214</sup>. Burada  $r_1$ , birinci gecikmedeki otokorelasyon katsayısının değeridir. Aynı denklem sistemi AR(2) modeli için çözüldüğünde, tahmin edilmesi gereken  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  geçici parametrelerinin değerleri,

$$\phi_1 = \frac{r_1(1-r_2)}{1-r_1^2} \quad (4.59)$$

$$\phi_2 = \frac{r_2 - r_1^2}{1-r_1^2} \quad (4.60)$$

olarak bulunur. Buradaki  $r_1$  ve  $r_2$ , birinci ve ikinci gecikmelerdeki otokorelasyon katsayılarının değeridir.

Yukarıda anlatılan şekilde tahmin edilen parametre değerlerinin durağanlık ve çevrilebilirlik koşullarını sağlaması gereklidir. Buna göre AR(1) modeli için,

<sup>213</sup> Montgomery and Jonson, Forecasting ..., s. 261.

<sup>214</sup> Box and Jenkins, s. 176 ve 189-190.

$$|\phi_1| < 1 \text{ veya } -1 < \phi_1 < 1 \quad (4.61)$$

AR(2) modeli için,

$$\phi_1 + \phi_2 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$|\phi_2| < 1 \text{ veya } -1 < \phi_2 < 1 \quad (4.62)$$

şartları sağlanmalıdır<sup>215</sup>.

#### 4.2.2.1.3.2. Hareketli Ortalama Modellerde Parametrelerin Belirlenmesi

MA(q) (hareketli ortalama) modelinde otokorelasyon katsayıları ile model parametreleri arasındaki ilişkiler doğrusal değildir<sup>216</sup>. MA(q) modelinin geçici parametreleri hesaplanırken evrenin otokorelasyon katsayıları olan  $\rho_1, \rho_2, \rho_3, \dots, \rho_q$  yerine bunların tahmini olan örneklem otokorelasyon katsayıları  $r_1, r_2, r_3, \dots, r_k$  kullanılır. Burada,

$$r_k = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \theta_2\theta_{k+2} + \dots + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2} & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases} \quad (4.63)$$

denkleminin aşamalı olarak  $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_q$  için çözümlenmesiyle geçici MA(q) modelinin parametreleri belirlenebilir. Yukarıdan da görüldüğü gibi, bu denklem doğrusal değildir. Dolayısıyla söz konusu bu denklemin aşamalı olarak çözümü zordur. Ancak daha önce de ifade edildiği gibi, uygulamada genellikle MA(1) ve MA(2) modelleri yeterli kabul edildiğinden bu sorun bir derece çözülmüş olur.

MA(1) modelinin geçici parametre değeri,

$$\rho_1 = \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2} \text{ veya bunun yerine } r_1 = \frac{-\hat{\theta}_1}{1 + \hat{\theta}_1^2} \text{ den}$$

<sup>215</sup> Box and Jenkins, s. 40, 56, 58, ve 83.

<sup>216</sup> Johnson and Montgomery, Operations ..., s. 471.

$$\theta_1 = -\frac{1}{2r_1} \pm \sqrt{\frac{1}{(2r_1)^2} - 1} \quad (4.64)$$

şeklinde ifade edilen denklemden hesaplanır<sup>217</sup>. Buradan  $\theta_{1,1}$  ve  $\theta_{1,2}$  gibi olası iki sonuç elde edilir. Bu sonuçlardan hangisi çevrilebilirlik koşulunu sağlıyorsa, o geçici parametre değeri olarak alınır. MA(1) modelinde  $\theta_1$  geçici parametre değerinin çevrilebilirlik koşulunu sağlaması için,

$$|\theta_1| < 1 \quad (4.65)$$

olması gereklidir.

MA(2) modelinde tahmin edilecek geçici parametre sayısı  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  olmak üzere iki tanedir. Bu parametrelerin geçici tahminleri  $r_1$  ve  $r_2$  otokorelasyon katsayılarının aracılığıyla,

$$r_1 = \frac{\theta_1\theta_2 - \theta_1}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2} \quad (4.66)$$

$$r_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2} \quad (4.67)$$

$$r_k = 0 \quad k > 2 \quad (4.68)$$

eşitlikleri yardımıyla bulunur<sup>218</sup>. Bir başka ifadeyle MA(2) modelinde geçici parametrelerin tahmini için bu iki denklemin  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  parametreleri için ortak çözümü gereklidir.

Görüldüğü üzere MA modellerinde  $r_j$ 'ler ile  $\theta_j$  'ler arasındaki ilişkiler AR modellerindeki gibi doğrusal değildir. Dolayısıyla MA modellerinin parametre tahminlerinin elde edilmesi, AR modellerininkine nazaran daha güçtür.

Yine MA(2) modelinde  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  parametrelerinin çevrilebilirlik koşulunu sağlaması için,

<sup>217</sup> Box and Jenkins, s. 68-71 ve 187-188.

<sup>218</sup> Naylor, Seaks and Wichern, s. 71 ve 128.

$$\begin{aligned}
|\theta_2| &< 1 \\
\theta_2 + \theta_1 &< 1 \\
\theta_2 - \theta_1 &< 1
\end{aligned}
\tag{4.69}$$

eşitsizliklerinin sağlanması gereklidir.

ARMA(p,q) modelinde tahmin edilmesi gereken geçici parametre sayısı p adet  $\phi$  ve q adet  $\theta$  olmak üzere p+q tanedir. Bu parametrelerin geçici tahminleri sürecin ilk p+q+1 otokovaryansına  $c_j$  [ $j=0, 1, 2, \dots, (p+q)$ ] dayanır<sup>219</sup>. Otokorelasyon katsayıları otokovaryans katsayılarına dayanılarak,

$$\rho_k = r_k = \frac{c_k}{c_0} \tag{4.70}$$

eşitliği ile elde edilebileceği için, ARMA(p,q) modelinin geçici parametre değerleri de, daha önce incelenen model türlerinde olduğu gibi otokorelasyon katsayılarına dayanılarak hesaplanabilir.

ARMA(p,q) modeli için geçici  $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \dots, \phi_p$  otoregresyon parametre değerleri aşağıdaki p sayıda doğrusal eşitlikten meydana gelen denklem sisteminin çözümüyle elde edilir<sup>220</sup>.

$$\begin{aligned}
\rho_{q+1} &= \phi_1\rho_q + \phi_2\rho_{q-1} + \dots + \phi_p\rho_{q-p+1} \\
\rho_{q+2} &= \phi_1\rho_{q+1} + \phi_2\rho_q + \dots + \phi_p\rho_{q-p+2} \\
&\dots \\
\rho_{q+p} &= \phi_1\rho_{q+p-1} + \phi_2\rho_{q+p-2} + \dots + \phi_p\rho_q
\end{aligned}
\tag{4.71}$$

Bu denklem sisteminde  $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \dots, \phi_p$  değerlerini elde edebilmek için  $\rho_j$  'ler yerine bunların tahmini olan örneklem otokorelasyon katsayıları  $r_j$  'ler kullanılır.

Geçici hareketli ortalama parametre değerleri ise, MA(q) modelinde olduğu gibi aşamalı çözüm yöntemiyle ve  $r_j$  'ler ile  $\theta_q$  'lar arasındaki ilişkileri kullanarak hesaplanır.

<sup>219</sup> Box and Jenkins, s. 202.

<sup>220</sup> Box and Jenkins, s. 202.

Uygulamada sıkça kullanılan ARMA(1,1) modelinin geçici parametre değerlerinin hesaplanmasında, önce modelin otokovaryans fonksiyonu

$$c_0 = \frac{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \quad (4.72)$$

$$c_1 = \frac{(1 - \phi_1\theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \quad (4.73)$$

$$c_k = \phi_1 c_{k-1} \quad k \geq 2 \quad (4.74)$$

eşitlikleri yardımıyla elde edilir. Daha sonra da otokorelasyon fonksiyonları,

$$\rho_1 = \frac{(1 - \phi_1\theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{(1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1)} \quad (4.75)$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1, \quad \phi_1 = \rho_2 / \rho_1 \quad (4.76)$$

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} \quad k \geq 2$$

şeklinde belirlenir<sup>221</sup>. Bu eşitlikte  $\rho_1$  ve  $\rho_2$  'nin yerine bunların tahminleri olan  $r_1$  ve  $r_2$  konulursa,  $\phi_1$  ve  $\theta_1$  geçici parametreleri hesaplanabilir.

$\theta_1$  için bulunacak iki değerden durağanlık ve çevrilebilirlik koşulunu sağlayan, geçici parametre tahminleridir. Bulunan  $\phi_1$  ve  $\theta_1$  tahminleri  $-1 < \phi_1 < 1$  ve  $-1 < \theta_1 < 1$  koşullarını sağlamalıdır.

#### 4.2.2.2. Durağan Olmayan Modeller Grubunda Geçici Modelin Belirlenmesi

Önceki bölümlerde de açıklandığı gibi incelenen zaman serisinin aritmetik ortalaması ve varyansı sistematik bir değişme göstermiyorsa, bu serinin durağan olduğu kabul edilir. Şayet seride durağanlık yoksa, bu seriye belirli olasılık kuralları uygulamak ve bir modelle göstermek mümkün olmamaktadır<sup>222</sup>. Bu yüzden serinin durağan olup olmadığının bilinmesi önemlidir. Ancak bir zaman serisinin durağanlık şartını yerine getirmemesi

<sup>221</sup> Box and Jenkins, s. 76-77.

<sup>222</sup> Kayım, s. 13.

uygulamayı kısıtlayan bir faktör değildir. Çünkü durağan olmayan zaman serileri bazı dönüşümler vasıtasıyla durağan hale getirilebilmektedir.

İncelenen bir zaman serisinin durağan olmadığı anlaşıldığında yapılacak işlerden biri, serinin dayandığı ölçü birimini değiştirmek olabilir. Örneğin zaman içinde artan trende sahip olan milli gelir veya üretim serileri kişi başına veya birim başına ölçülerle ifade edilirse, sabit bir ortalama etrafında dalgalanan durağan seriler haline dönüşebilirler<sup>223</sup>. Bu işlem esas itibari ile iktisatta sıkça kullanılan deflate etme işlemidir.

Öte yandan durağan olmayan bir seriyi, deflate işlemine gerek kalmadan, durağan hale dönüştürmek mümkündür. Bunun için durağan olmayan zaman serisi değerlerinin farklarını almak yeterlidir. Örneğin durağan olmayan zaman serisinin orijinal değerleri  $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n$  olarak gösterildiğinde,

$$z_t = Y_t - Y_{t-1} \quad t=2,3, \dots, n. \quad (4.77)$$

dönüşümüyle elde edilen  $z_t$  serisi, orijinal seri değerlerinin birinci mertebeden farklarından oluşan durağan bir seri olacaktır.

Serinin birinci mertebeden farklarının alınmasıyla elde edilecek yeni  $z_t$  serisinin durağan olması ümit edilmekle beraber, bazen durağanlığın sağlanmadığı görülmektedir. Birinci mertebeden farkların yeterli olmadığı durumda, birinci mertebeden farkların farkları alınarak ikinci mertebeden farklar serisi elde edilir.

$$z_t = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2}) = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \quad t=3, 4, \dots, n. \quad (4.78)$$

Uygulamada genellikle orijinal serinin durağan olmadığı ve mevsimlik etkiler içermediği durumlarda bir veya en fazla ikinci mertebeden fark almanın durağanlığı sağlamada yeterli olduğu görülmüştür.

Mevsimsel etkilerin söz konusu olduğu serilerin durağanlaştırılmasında dönüştürme işlemini daha yalın bir şekilde ifade etmek için geriye öteleme operatörü (B) kullanılır. Böylece geriye öteleme,

$$B^k z_t = z_{t-k} \quad k=1, 2, \dots \quad (4.79)$$

şeklinde ifade edilir.

<sup>223</sup> Farnum and Stanton, s. 47.

Fark alma operatörü olarak da  $\Delta$  sembolü kullanılır.  $\Delta$  operatörü kullanılarak fark serisi,

$$\Delta z_t = z_t - z_{t-1} \quad (4.80)$$

şeklinde elde edilir.

Geriye öteleme ve fark operatörü arasındaki ilişkiyi,

$$\Delta = 1 - B \quad (4.81)$$

şeklinde göstermek mümkündür.

Mevsimsel değişme gösteren bir seride ise, mevsimlerin etkisini ortadan kaldıracak, dolayısıyla bu seri için durağanlığı sağlayacak fark operatörü

$$\Delta_s = 1 - B^s \quad (4.82)$$

olarak yazılacaktır. Burada  $s$ , yıl içindeki mevsim sayısını gösterir. Üç aylık seriler için  $s=4$ , aylık seriler için  $s=12$  olacaktır. Böyle bir durumda  $D$  mevsimsel düzeydeki fark almanın mertebesini ifade ettiğinde, dönüşüm için genel ifade,

$$z_t = \Delta_s^D \Delta^d Y_t \quad (4.83)$$

şeklinde olacaktır.

İncelenen seri mevsimsel değişme göstermiyorsa  $D=0$  ve  $d=0, 1$  veya  $2$  olacaktır. Dolayısıyla durağan seri elde etmek için,

$$z_t = \Delta_s^D \Delta^d Y_t = \Delta_s^0 \Delta^d Y_t = (1-B)_s^0 (1-B)^d Y_t = (1-B)^d Y_t \quad (4.84)$$

dönüşümü uygulanır.

Eğer orijinal seri durağan ise  $d=0$ 'dır ve bu durumda,

$$z_t = (1-B)^0 Y_t = Y_t \quad (4.85)$$

olacaktır. Eğer  $d=1$  olursa,

$$z_t = (1-B)^d Y_t = (1-B)^1 Y_t = Y_t - BY_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (4.86)$$

olacaktır.  $d=2$  olursa,

$$z_t = (1-B)^d Y_t = (1-B)^2 Y_t = Y_t - 2BY_t + B^2 Y_t = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \quad (4.87)$$

olacaktır.

Zaman serileri ile ilgili uygulamalar, seri mevsimsel değişme içeriyorsa  $D=0$  veya  $D=1$  ve  $d=0$  veya  $d=1$  için durağanlığa ulaşıldığını göstermiştir. Bu durumda  $D=1$  ve  $d=0$  için,

$$z_t = (1-B^s)^D (1-B)^d Y_t = (1-B^s)^1 (1-B)^0 Y_t = (1-B^s) Y_t$$

$$z_t = Y_t - B^s Y_t = Y_t - Y_{t-s} \quad (4.88)$$

olur.  $D=1$  ve  $d=1$  için ise,

$$z_t = (1-B^s)^D (1-B)^d Y_t = (1-B^s)^1 (1-B)^1 Y_t = (1-B-B^s + B^{s+1}) Y_t$$

$$z_t = Y_t - B Y_t - B^s Y_t + B^{s+1} Y_t = Y_t - Y_{t-1} - Y_{t-s} + Y_{t-s+1} \quad (4.89)$$

dönüşümü ile  $z_t$  durağan serisi elde edilmiş olacaktır<sup>224</sup>.

Durağanlığın sağlanabilmesi için uygulanacak fark alma işleminde merteye seçimi yapılırken oldukça dikkatli davranmak uygulamanın sonuçlarını etkileyeceğinden dolayı çok önemlidir. Örneğin ilgili seri birinci mertebeden fark alındığında durağan hale gelmişse, bu seriye tekrar ikinci mertebeden fark alma uygulamanın pratik bir faydası yoktur. Çünkü durağan bir seriye daha ileri mertebeden fark alma işlemi uygulandığında yine durağan bir seri elde edilecektir. Ancak aşırı fark alma, pratik fayda sağlamadığı gibi, uygulama sonuçlarını etkileyebilir. Bunun için gereğinden fazla fark alma faydalı değildir. İlk olarak böyle bir işlem otokorelasyon fonksiyonunun yapısını etkiler ve dolayısıyla bu fonksiyona dayanarak kurulacak modelin kapsayacağı parametre sayısını artırabilir<sup>225</sup>. Böylece de Box-Jenkins modellerinin temel noktalarından biri olan az sayıda parametre ile ilişkiyi tarif etme amacı (parsimony ilkesi) zedelenmiş olacaktır.

Yine aşırı fark alma işlemi serideki eleman sayısını azaltarak serinin varyansında da artışa yol açabilir<sup>226</sup>. Bu sebeplerden dolayı serinin hangi dönüşümlerden sonra durağan hale geldiğinin anlaşılması çok önemlidir. Genellikle serinin grafiğinin incelenmesi ile durağan olup olmadığı gözlemlenebilir. Ancak bu yöntem subjektif bir yöntemdir ve bunun yerine

<sup>224</sup> Bowerman and O'Connell, s. 568-569.

<sup>225</sup> Abraham and Ledolter, s. 233.

<sup>226</sup> Chatfield and Prothero, s. 299.



objektif nitelikte olan istatistik testlere baş vurmak daha güvenlidir. Bu konu ile ilgili ayrıntılı bilgi daha önce verilmiştir.

#### **4.2.2.2.1. Geçici Model Tipinin Belirlenmesi**

Durağan olmayan modeller grubunda geçici model belirlenirken durağan olmayan, ancak mevsimsellik göstermeyen serilerin modellenmesinde kullanılan ARIMA(p,d,q) grubu modellerden hangi model tipinin incelenen seri için uygun olabileceği araştırılır.

ARIMA(p,d,q) modelinin her zaman, hem AR hem de MA unsurlarını birlikte bulundurması zorunlu değildir. Eğer genel model MA(q) unsurunu içermiyorsa, ARIMA modeli ARIMA(p,d,0) veya ARI(p,d) tipi bir modeldir. Genel Model AR(p) unsurunu içermiyorsa, ARIMA modeli ARIMA(0,d,q) veya IMA(d,q) şeklinde gösterilebilir.

Yukarıda açıklanan ARIMA(p,d,q) grubu model tiplerinden hangisinin seri için geçici uygun model olacağını belirlerken yapılacak ilk iş, fark alma yöntemiyle seriyi durağan hale getirmek, yani d'nin alacağı değeri belirlemektir. Eğer birinci farkları alınmış seri (d=1) durağan hale gelmişse uygun geçici ARIMA(p,1,q) model tipi durağan modellerdeki gibi belirlenir. Örneğin d=1 için durağan serinin otokorelasyon fonksiyonunun seyri üssel ve/veya sinüzoidal bir biçimde azalış gösteriyorsa ve kısmi otokorelasyon fonksiyonunun seyri de p gecikmeden sonra istatistiksel olarak sıfırdan anlamsız oluyorsa ARIMA(p,d,0) veya ARI(p,d) model tipi benimsenecektir. d=1 için durağanlık sağlanmamışsa, birinci farklar serisinin tekrar farkı alınır ve ikinci farklar serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları analiz edilir; durağanlığın sağlandığı sonucuna varılırsa d=2 olur.

#### **4.2.2.2.2. Geçici Model Derecesinin ve Parametrelerinin Belirlenmesi**

Geçici uygun model tipi belirlendikten sonra yapılacak ikinci iş p ve q'nun alacağı değerlerin belirlenmesidir. d dereceden farkı alınmış ve durağan hale getirilmiş olan farklar serisinin ( $z_t$ ) p ve q değerleri, daha önce belirtilen esaslara

göre belirlenir. Uygulamada karşılaşılan ARIMA(p,d,q) modellerinde genellikle p, d ve q değerlerinin ayrı ayrı 2'den büyük olmaması yeterli görülmektedir<sup>227</sup>.

Geçici uygun model tipinin ve derecesinin belirlenmesi için yapılan çalışmalar, örneklem otokorelasyon ve örneklem kısmi otokorelasyon fonksiyonlarına dayandırılmaktadır. Birer istatistik olan örneklem otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının hesaplanmasında, örnekleme hatası işlenmiş olması kaçınılmazdır. Ancak her ne kadar örneklem otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının seyri ile ana kütle otokorelasyon ( $\rho_k$ ) ve kısmi otokorelasyon ( $\phi_{kk}$ ) katsayılarının seyri birbirinin aynısı olmasa da birbirine benzemesi doğaldır. Bu nedenle önemli bazı durağan olmayan modeller de ana kütle otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının seyri Tablo:4.4'te verilmiştir<sup>228</sup>. Bu tablodan faydalanılarak p ve q'nun dereceleri belirlenir.

Tablo:4.4. Durağan Olmayan Modellerde Anakütlenin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonsiyonlarının Durumu

Model Tipi	Otokorelasyon Fonksiyonu	Kısmi Otoko. Fonksiyonu
ARI(1,d,0)	Üstel olarak azalır.	Yalnız $\phi_{11}$ için anlamlıdır.
IMA(0,d,1)	Yalnız ( $\rho_1$ ) için anlamlıdır.	Üstel olarak azalır.
ARI(2,d,0)	Üstel fonksiyonlar karışımı veya azalan sinüs dalgaları görünümündedir.	Yalnız $\phi_{11}$ ve $\phi_{22}$ için anlamlıdır.
IMA(0,d,2)	Yalnız $\rho_1$ ve $\rho_2$ için anlamlıdır.	Üstel fonksiyonlar karışımı veya azalan sinüs dalgaları görünümündedir.
ARIMA(1,d,1)	$\rho_k$ , birinci gecikmeden sonra ( $k>2$ ) üstel olarak azalır.	$\phi_{kk}$ , birinci gecikmeden sonra ( $k>2$ ) üstel olarak azalır.

Durağan olmayan geçici uygun model tiplerinin geçici parametre değerlerinin tahmini, daha önce anlatılan durağan model tiplerinin geçici parametre değerlerinin tahminine benzer şekilde yapılır.

<sup>227</sup> Box and Jenkins, s. 11; Montgomery and Johnson, Forecasting ..., s. 206.

<sup>228</sup> Naylor, Seaks and Wichern, s. 128.

### 4.2.3. Mevsimsel Modeller Grubunda Geçici Model Belirlenmesi

Daha önce de ifade edildiği gibi Box-Jenkins modelleri, mevsimsel değişme göstermeyen durağan ve durağan olmayan zaman serileri için kullanılan tahmin modelleridir. Bu modeller mevsimsel değişmeleri yansıtmazlar. Dolayısıyla mevsimsel değişme gösteren zaman serileri için söz konusu bu değişmeleri yansıtan modellere gereksinim vardır.

Bilindiği gibi mevsimsel değişmeler eşit zaman aralıkları ile tekrarlanan düzenli değişmelerdir. Mevsimsel değişmeler bir yıldan kısa süreli zaman serilerinde görülür.

Mevsimsel modeller grubunda geçici model belirlenmesinde yapılan işlemler, daha önce incelenen model gruplarında geçici model belirlenmesi işlemlerine benzemektedir.

Diğer yandan, mevsimsel zaman serilerinde iki çeşit zaman aralığı bulunur. Bunlar birbirini izleyen iki gözlem değeri arasındaki zaman aralığı (ki aylık zaman serilerinde bir ay, üç aylık zaman serilerinde üç ay ve yıllık zaman serilerinde bir yıldır) ve birbirini izleyen aynı mevsim gözlem değerleri arasındaki zaman aralığı (ki bir yıl) dır. Dolayısıyla birbirini izleyen gözlem değerleri arasında ilişki olduğu gibi birbirini izleyen aynı mevsim gözlem değerleri arasında da ilişki söz konusudur.

Birbirini izleyen aynı mevsim gözlem değerleri arasındaki değişme mevsim değişmelerini gösterir. Dolayısıyla bir mevsimsel zaman serisi için birbirini izleyen gözlem değerleri arasındaki ilişkiyi gösteren bir  $ARIMA(p,d,q)$  modeli uygulanabildiği gibi bundan başka bir de mevsimsel değişmeler için de yani birbirini izleyen aynı mevsim gözlem değerleri arasındaki ilişkiyi gösteren mevsimsel  $ARIMA(P,D,Q)_s$  modeli uygulanabilir. Mevsimsel  $ARIMA(P,D,Q)_s$  modelindeki P,D ve Q daha önceki  $ARIMA(p,d,q)$  modelinde olduğu gibi sırasıyla otoregresif süreç mertebesi, fark mertebesi ve hareketli ortalama süreç mertebesidir. s daha önce açıklandığı gibi birbirini izleyen aynı mevsim gözlem değerleri arasındaki zaman aralığıdır.

Yukarıda bir mevsimsel zaman serisinde iki ayrı değişme olduğunu ve bunlar için ayrı ayrı  $ARIMA$  modelleri uygulanabileceği belirtilmişti. Bir

mevsimsel zaman serisi için model belirlerken bu iki çeşit değişmeyi de yansıtacak modelin belirlenmesi gereklidir. Bir başka deyişle sorun, söz konusu iki ARIMA modellerinin nasıl birleştirilebileceğidir. Daha önce açıklandığı gibi bir zaman serisinde bulunabilecek değişkenlikler arasında çarpımsal ilişki olduğu varsayılır. Dolayısıyla burada da söz konusu değişkenlikler arasında çarpımsal ilişki olduğu varsayılır. Buna göre mevsimsel zaman serisi modeli kısaca

$$\text{ARIMA}(p,d,q)(P,D,Q)_s \quad (4.90)$$

şeklinde gösterilir.

p : Mevsimsel olmayan otoregresif model mertebesini

d : Serinin dönemlere göre alınmış farklarının mertebesini

q : Mevsimsel olmayan hareketli ortalama model mertebesini

P : Mevsimsel otoregresif model mertebesini

D : Serinin mevsimlere göre alınmış farklarının mertebesini

Q : Mevsimsel hareketli ortalama model mertebesini

gösterir.

Mevsimsel zaman serileri için de uygun tahmin modellerinin belirlenmesi, parametrelerin tahmini, uygunluk testleri ve tahmin yapılması daha önceki mevsimsel olmayan modellerde olduğu gibi yapılır.

Zaman serisinde mevsimsel değişmelerin olup olmadığı yine otokorelasyon analizi ile ortaya konulabilir. Örneğin zaman serisi üç aylık gözlem değerlerinden oluşuyorsa ve seri durağan ise, seride mevsimsel değişme söz konusu ise, her dördüncü gecikmedeki otokorelasyonlar sıfırdan önemli ölçüde farklı, bunları izleyen otokorelasyon değerleri küçük olacaktır.

Eğer seri durağan değilse, bir başka deyişle serinin bir trendi varsa, bu mevsimsel değişmenin tam olarak ortaya çıkmasını önler. O nedenle durağan olmayan seride yeteri kadar fark alarak seri durağan hale getirilir ve daha sonra otokorelasyonlar hesaplanırsa, seride mevsimsel değişme olup olmadığı açık olarak ortaya çıkarılmış olur.

Şöyle ki, eğer otokorelasyonlar sistematik bir dalgalanma gösteriyorsa zaman serisinde mevsimsel değişme olduğuna karar verilerek uygun model belirlenmeye çalışılır<sup>229</sup>.

Ele alınan bir zaman serisi için uygun geçici modelin mevsimsel model olacağına karar verilirse, model belirleme konusunda yapılacak ilk iş, mevsimsel modeller sınıfında yer alan hangi tip modelin incelenen seri için uygun olacağını araştırmaktır. Mevsimsel model sınıfına giren model tipleri  $AR(p,d)(P,D)$ ,  $IMA(d,q)D,Q$  ve  $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)$  modelleridir<sup>230</sup>.

Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları analiz edilir ve incelenen serinin grafiği, otokorelasyon katsayıları ve korelogramı sadece mevsimsel unsurun varlığını gösteriyorsa, mevsimsel farklar serisi (s dereceden) durağan olacaktır. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının seyrine göre uygun model belirlenir. Mevsimsel farklardan meydana gelen seri için hesaplanan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının seyri Tablo:4.4'te ifade edilen durumlarla karşılaştırılır, uygun model seçilir.

Sadece mevsimsel unsur içeren seriler için uygun model belirlenmesi ve belirlenen modelin derecesinin saptanması işlemi, durağan modeller sınıfında yapıldığı gibidir. Mesela, mevsimsel farkları alınan serinin otokorelasyon fonksiyonu üssel ve/veya sinüzoidal bir biçimde azalıyorsa ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu da p gecikmesinden sonra sıfırdan anlamlı değilse, uygun modele mevsimsel  $AR(p,d)$  modeli olur ve  $AR(p,d)(P,D)$  şeklinde gösterilir.

İncelenen serinin grafiğinden, otokorelasyon fonksiyonundan ve korelogramından mevsimsel unsur yanında trend ve diğer zaman serisi unsurlarının varlığı anlaşıldığında ise, seri için uygun model tipinin seçimi işlemleri, mevsimsel olmayan ARIMA sürecindeki gibi yapılır. Fakat şunu unutmamak gerekir ki, çarpımsal modellerle ilgili teori tam olarak geliştirilmemiş olduğu için, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından yararlanarak mevsimsel serilerin analizi ve tahmini oldukça zor bir işlemdir.

<sup>229</sup> Kutay, s. 93-96.

<sup>230</sup> Makridakis and Wheelwright, Interactive ..., s. 259.

Bunun için bu tür serilerin analiz ve tahmininde basit modeller yeterli kabul edilmektedir. Örneğin uygulamada bir çok zaman serisi genellikle ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> çarpımsal modeli ile gösterilir<sup>231</sup>.

Genel gösterim olarak ARIMA(1,1,1)(1,1,1)<sub>12</sub> çarpımsal modeli,

$$(1-\Phi B^{12})(1-\phi B)(1-B^{12})(1-B)Y_t = (1-\Theta B^{12})(1-\theta B)a_t \quad (4.91)$$

şeklinde ifade edilir.

Mevsimsel modellerinin derecesinin belirlenmesi, geçici ve nihai parametrelerinin hesabı mevsimsel olmayan Box-Jenkins modellerinde olduğu gibi yapılır.

### 4.3. Belirlenen Geçici Modelin Nihai Parametrelerinin Tahmini

İncelenen verilere uygun bir geçici model, geçici model derecesi ve geçici parametreler belirlendikten sonra, bu modelin nihai parametrelerinin tahmini aşamasına geçilir. Bir zaman serisi için belirlenmiş geçici model parametre tahminleri hata kareler toplamlarını büyük bir olasılıkla minimum yapmazlar. Çünkü en küçük yapacak şekilde belirlenmemişlerdir. Bilindiği gibi en iyi tahmin, etkin tahmin olarak da isimlendirilen, hata kareler toplamını en küçük yapan tahminlerdir.

İncelenen veri için belirlenen geçici uygun bir modelin tahmin amacıyla kullanılabilmesi için, bu modelin nihai parametrelerinin ( $\phi$ ,  $\theta$ ,  $\Phi$  ve  $\Theta$  'nın) tahmin edilmesi gerekir. Söz konusu bu parametrelerin en iyi tahmini, maksimum (en çok) olabilirlik (maximum likelihood) yaklaşımı, Bayes yaklaşımı veya En küçük kareler yaklaşımı yöntemleri ile yapılabilir<sup>232</sup>. Bu yöntemlerle hata kareler toplamı,

$$\sum_{t=1}^n a_t^2 \quad (4.92)$$

değerini minimum yapan tahminler elde edilir<sup>233</sup>. Bunlardan hangi yaklaşım uygulanırsa uygulansın sonuçta doğrusal olmayan regresyondaki işlemler

<sup>231</sup> Box and Jenkins, s. 305.

<sup>232</sup> Kutay, s. 82.

<sup>233</sup> Naylor, Seaks and Wichern, s. 129.

yapılır<sup>234</sup>.  $a_t$  'ler normal dağılım gösteriyorsa, en küçük kareler tahminleri maksimum olabilirlik tahminlerine çok yaklaşı<sup>235</sup>. Bu yüzden genellikle nihai parametre tahminlerinde en küçük kareler yöntemi kullanılır.

Box-Jenkins yöntemine ilişkin AR modeller doğrusal modellerdir. Bu modellerde hata terimi  $a_t$  'nin herhangi bir otokorelasyon parametresine ( $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ ) göre kısmi türevi bu parametrelerin fonksiyonu değildir.

$$a_t = y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \dots - \phi_p y_{t-p} \quad (4.93)$$

şeklinde yazılan AR(p) modelinde  $a_t$  'nin herhangi bir parametreye göre kısmi türevi,

$$\frac{\partial a_t}{\partial \phi_i} = y_{t-i}, \quad i=1,2,3,\dots,p \quad (4.94)$$

şeklinde dir. Bu nedenle bir AR modelinin nihai parametrelerinin tahmininde, literatürde doğrusal en küçük kareler yöntemi olarak da adlandırılan, en küçük kareler yöntemi kullanılır.

MA modellerinde model parametrelerinin tahmini AR modellerindeki kadar kolay değildir. MA modelleri ile ilgili parametre tahmini için MA(1) modeli,

$$a_t = (1-B\theta_1)^{-1} y_t \quad (4.95)$$

ele alınırsa, bu modelde  $a_t$  'nin  $\theta_1$  parametresine göre kısmi türevi;

$$\frac{\partial a_t}{\partial \theta_1} = B(1-B\theta_1)^{-2} \quad (4.96)$$

olur ve türev, bilinmeyen  $\theta$  parametresinin bir fonksiyonu olur. Denklemden de görüldüğü gibi, söz konusu fonksiyon doğrusal değildir. Bu tür modellerin parametrelerini tahmin etmek için en küçük kareler yöntemi doğrudan uygulanamaz. En küçük kareler yönteminin bu modellere uygulanabilmesi için doğrusallaştırmak gerekir<sup>236</sup>. Doğrusallaştırma işlemi sonunda uygulanan en küçük kareler yöntemine doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi adı verilir.

<sup>234</sup> Kutay s. 83.

<sup>235</sup> Naylor, Seaks and Wichern, s. 129.

<sup>236</sup> N.R. Draper and H. Smith. *Applied Regression Analysis*, New York: John Wiley and Sons., 1980, s. 458.



Doğrusal olmayan en küçük kareler yönteminde genel yaklaşım, tahmin edilecek parametre için başlangıç değerinin belirlenmesi, daha sonra adım adım hesaplama yöntemiyle hata kareler toplamını

$$\sum_{t=1}^n a_t^2 \quad (4.97)$$

minimize edecek parametre değerine ulaşıncaya kadar hesaplamaya devam edilmesidir<sup>237</sup>. Hata kareler toplamını minimum yapan parametre değeri nihai parametre değeri olarak kullanılır.

Doğrusal olmayan parametre tahminleri adım adım çözüm yöntemiyle elde edilir<sup>238</sup>. Belirlenen modelin nihai parametre değerlerini adım adım hesaplayabilmek için iki seçenek söz konusudur. Bunlardan biri, model tanımlama basamağında hesaplanan geçici parametre değerlerinin başlangıç değeri olarak alınmasıdır<sup>239</sup>. Diğer seçenek ise, başlangıç değerini sıfır olarak almaktır. Son durum bilgisayar maliyetini artıracığı için genellikle geçici parametre değeri, adım adım hesaplama yönteminde başlangıç değeri olarak alınır.

Doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi kullanılarak nihai parametreleri, Marquart algoritması ve bu algoritmadan hareketle geliştirilen bilgisayar programı yardımıyla bulunur<sup>240</sup>.

#### 4.4. Modelin Uygunluğunun Testi

Model belirleme ve parametrelerin tahmini aşamasından sonra, seçilen modelin zaman serisi için uygun olup olmadığı araştırılır. Modelin uygunluk testleri, tahmin edilen değerler ile gerçekleşen değerler arasındaki farklar olarak ifade edilen artıkların/hataların otokorelasyonları incelenerek yapılır.

Uygunluk testleri için önce nihai parametre değerlerinin geçici uygun modelde yerine konulmasıyla tahminler yapılır. Tahmin hataları yani,  $a_t = Y_t - \hat{Y}_t$

<sup>237</sup> Chatfield and Prothero, s. 301.

<sup>238</sup> Kutay, s. 83.

<sup>239</sup> Makridakis and Wheelwright, Interactive ..., s. 261; Kutay, s. 83.

<sup>240</sup> Makridakis and Wheelwright, Interactive ..., s. 261.



serisi oluşturulur. Sonra hatalar serisi için otokorelasyon katsayıları hesaplanır ve bu katsayılar incelenir.

Hata otokorelasyon katsayılarının her birini ayrı ayrı kendi standart hataları ile karşılaştırmak mümkün ise de, düşük derecelerdeki gecikmelerde hesaplanan otokorelasyon katsayılarının sıfırdan anlamlı bir şekilde farklılığının önemini, yani modelin uygunluğunu açıkça ortaya koyamaz. Bu nedenle otokorelasyon katsayılarını tek tek incelemek yerine, belirli sayıda hata otokorelasyon katsayısının bir arada incelenmesi daha etkili ve modelin uygunluğunu daha açık olarak ortaya koyan bir yaklaşım olacaktır. Bu amaçla geliştirilen test istatistiği Q ya da düzeltilmiş Q\* istatistiğidir<sup>241</sup>. Eğer tüm  $\rho_k = 0$  ise, süreç tamamen tesadüfidir. Bunun için hipotezler,

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1 : \text{En az bir } \rho_k \neq 0$$

şeklinde ve test istatistiği,

$$Q = n \sum_{k=1}^K r_k^2 \quad k=1, 2, 3, \dots, K \quad (4.98)$$

ya da

$$Q^* = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{1}{n-k} r_k^2 \quad (4.99)$$

Burada,

$r_k$  : Örneklem tahmin hatalarının çeşitli gecikmedeki otokorelasyon katsayıları,

$n$  : Örneklem hacmi,

$K$  : Hesaplanan otokorelasyon katsayısının miktarını gösterir.

Eğer seride fark alma işlemi uygulanmışsa,  $d$  fark derecesini göstermek üzere,  $n = N-d$  olarak belirlenir.

Q istatistiği yaklaşık olarak  $\chi^2$  dağılımını gösterir ve serbestlik derecesi mevsimsel olmayan modellerde (K-p-q), mevsimsel modellerde ise (K-P-Q-p-

<sup>241</sup> Box and Jenkins, s. 290-293; Newbold, s. 402; Bowerman and O'Connell, s. 496-497.

q) olur. Bu test, hata otokorelasyon katsayılarının sıfırdan anlamlı olarak farklı olup olmadığına, hatalar serisinin rassal seri olup olmadığına karar vermeye, yani modelin uygun olup olmadığına kararlaştırılmasına yardımcı olur.

Hesaplanan Q istatistiğinin değeri, ilgili serbestlik derecesinde ve verilen anlam seviyesinde  $\chi^2$  tablo değerinden büyükse [ $Q > \chi_{\alpha}^2 (K-p-q)$ ], hatalar serisinin rassal olmadığını, hatalar serisinin otokorelasyon katsayılarının değerinin  $\pm Z_c / \sqrt{n}$  (%95 güvenle) limitleri arasında kalmadığı ve uygulanan modelin uygun olmadığını gösterir. Ters durumda ise, hata otokorelasyon katsayıları değerinin  $\pm Z_c / \sqrt{n}$  limitleri arasında kaldığına, hatalar serisinin rassal seri olduğuna ve dolayısıyla kullanılan modelin uygun olduğuna karar verilir.

Aynı şekilde kısmi otokorelasyonların da testi yapılır. Kısmi otokorelasyon  $\phi_{kk}$  nın tahmini  $\hat{\phi}_{kk}$  nın varyansının yaklaşık  $1/\sqrt{n}$  olduğu kabul edilir. Yani,

$$\text{Var}(\hat{\phi}_{kk}) \cong 1/\sqrt{n} \quad k > p \text{ dir.} \quad (4.100)$$

Eğer zaman serisine sadece AR modeli uygun olduğu düşünülürse ve AR'ın uygun mertebesi p ise, p den büyük gecikmeler için tüm kısmi otokorelasyonlar sıfır olmalıdır<sup>242</sup>.

Uygunluk testi sonunda yeterli olduğuna karar verilen model, tahmin amacıyla kullanılır. Modelin yeterli olmadığına karar verilmişse, geçici uygun model tipinin belirlenmesi aşamasına geri dönülür.

#### 4.5. Modelin Tahmin Amacıyla Kullanılması

Yukarıdaki işlemler sonucunda ilgili zaman serisi için uygun model tanımlanıp gerekli parametreler tahmin edildikten ve yapılan uygunluk testleriyle modelin bu serinin analizi için uygun ve yeterli olduğuna karar verildikten sonra, söz konusu bu model tahmin yapmak amacıyla kullanılabilir.

Hata kareler ortalaması minimum olan tahminler/öngörüler en iyi sonucu verecektir. t şimdiki dönemi, t+i ise öngörü dönemini göstermek üzere,  $Y_{t+i}(t)$ , t

<sup>242</sup> Kutay, s. 76-77.

başlangıç döneminde t+i dönemi için tahmini belirtir. t+i döneminde yazılan modelin t başlangıç döneminde beklenen değeri alınarak minimum hata kareler ortalamalı tahmin değerleri bulunabilir. Genellikle t+i dönemi için tahmin değerleri, birbirini izleyen t+1, t+2, ..., t+i-1 dönemlerinde hesap edilen tahmin değerlerinden bulunacaktır. Bu işlemde, t döneminde henüz mevcut olmayan  $Y_{t+i}$  gözlem değerinin yerine  $\hat{Y}_{t+i}(t)$  tahmin değeri ve t döneminde mevcut olmayan  $a_{t+i}$  hata teriminin yerine de sıfır değeri alınır. Aynı zamanda  $a_{t-i}$  hata terimleri gözlenemediğinden, tahmin modelinde t-i dönemdeki  $a_i(t-i) = Y_{t-i} - \hat{Y}_{t-i}(t-i-1)$  eşitliğinden yararlanılarak hesap edilen hata/artık değerleri kullanılır. Bununla birlikte, tahmin sürecinin başında t-i  $\leq 0$  için  $a_{t-i} = 0$  varsayılmalıdır.

Uygun olduğuna karar verilen Box-Jenkins modeli, AR ve MA unsurlarını ayrı ayrı içermiş olabileceği gibi birlikte de içermiş olabilir. dolayısıyla, söz konusu model incelenen serinin t dönemine ait  $Y_t$  gözlem değerini (seri normal fark alma sonucu durağan hale gelmişse  $\Delta^d Y_t = z_t$ , mevsimsel fark alma sonucu durağan hale gelmişse  $\Delta_s^D Y_t = z_t$  gözlem değerini) aynı serinin t döneminden önceki belirli sayıda geçmiş dönemin (t-1, t-2, ...)  $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots$  gözlem değerlerine ve/veya  $a_t, a_{t-1}, \dots$  hata terimlerine bağlı olarak tahmin eden bir modeldir. Halbuki amaç, bu zaman serisinin değeri bilinen  $Y_t$  gözlem değerine ilişkin tahmin yapmak değil, t anında, bu serinin t+i ( $i \geq 1$ ) döneminde alabileceği  $Y_{t+i}$  değerini tahmin etmektir. Bu nedenle  $Y_t$ 'nin tahmin edilmesi için yazılan uygun modeli aynı düşünce ile  $Y_{t+i}$ 'nin tahmini için yazmak gereklidir. Box-Jenkins yönteminde  $Y_{t+i}$ 'nin tahmin edilmesi amacıyla yazılan modele ileriye yönelik tahmin modeli denir.

Box-Jenkins ileriye yönelik tahmin modeli, incelenen zaman serisinin t+i döneminde alacağı  $Y_{t+i}$  değerinin tahmini olan  $\hat{Y}_{t+i}$ 'yi t+i döneminden önceki belirli sayıda dönemin (t+i-1, t+i-2, ..., t, t-1, ...) tahmin değerlerine, gözlem değerlerine ve/veya hata terimlerine bağlı olarak tahmin eden bir modeldir. Eğer bir zaman serisinin analizi için uygun olduğuna karar verilen model AR unsuru içeriyorsa, bu serinin t+i döneminde alacağı değerin tahmini ( $\hat{Y}_{t+i}$ ), t+i döneminden önceki belirli sayıda dönemin tahmin ve gözlem değerlerine ve hata terimine ( $a_t$ ) bağlı olarak yapılır. Eğer uygun model MA unsuru içeriyorsa,

$\hat{Y}_{t+i}$  tahmini,  $t+i$  döneminden önceki belirli sayıda dönemin tahmin hatalarına dayanarak yapılır. Uygun model AR ve MA unsurlarını birlikte içeriyorsa, bu modele dayanarak  $Y_{t+i}$ 'nin tahmini  $\hat{Y}_{t+i}$ ,  $t+i$  döneminden önceki belirli sayıda dönemin tahmin değerine, gözlem değerine ve bu değerlerle ilgili hesaplanan hata terimlerine dayanarak elde edilir.

İleriye yönelik tahminlerin nasıl yapılacağını göstermek için genel ARIMA(p,d,q) modelinin uygulamada sık kullanılan ARIMA(1,1,1) modelinden faydalanılabilir.

İleriye yönelik tahmin için ARIMA(p,d,q) modeli aşağıdaki gibidir:

$\Delta^d Y_{t+i} = \hat{Z}_{t+i}$  olmak üzere,

$$\hat{Z}_{t+i} = \phi_1 Z_{t+i-1} + \phi_2 Z_{t+i-2} + \dots + \phi_p Z_{t+i-p} + a_{t+i} - \theta_1 a_{t+i-1} - \theta_2 a_{t+i-2} - \dots - \theta_q a_{t+i-q} \quad (4.101)$$

İncelenen zaman serisi için uygun model ARIMA(1,1,1) ise, bu modelin  $i=1$  ve  $2$  için ileriye yönelik tahmin değerleri  $\hat{Y}_{t+1}$  ve  $\hat{Y}_{t+2}$ , aşağıdaki modeller yardımıyla hesaplanabilir.

$$\hat{Y}_{t+1} = \hat{Z}_{t+1} = \phi_1 z_t + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (4.102)$$

denkleminde  $z_t$  yerine  $z_t = Y_t - Y_{t-1}$ ,  $\hat{Z}_{t+1}$  yerine de  $\hat{Z}_{t+1} = \hat{Y}_{t+1} - Y_t$  yazılırsa,

$$\hat{Y}_{t+1} = (1 + \phi_1)Y_t - \phi_1 Y_{t-1} - \theta_1 a_t \quad (4.103)$$

eşitliği elde edilir.

ARIMA(1,1,1) uygun modeline dayanarak  $i=2$  için tahmin yapılması istenirse,  $Y_{t+2}$ 'nin tahmin modeli,

$$\hat{Y}_{t+2} = (1 + \phi_1) \hat{Y}_{t+1} - \phi_1 Y_t \quad (4.104)$$

ve genel olarak,

$$\hat{Y}_{t+i} = (1 + \phi) \hat{Y}_{t+i-1} - \phi \hat{Y}_{t+i-2} \quad i > 1 \quad (4.105)$$

şeklinde olur<sup>243</sup>.

Yukarıdaki ileriye yönelik tahmin modellerinde  $\hat{Y}_{t+i}$  ( $i=1,2,3,\dots$  için) yapılan tahmin değerlerini,  $Y_{t-i}$  ( $i=0,1,2,\dots$  için) gözlem değerlerini,  $a_{t+i}$  ( $i=1,2,\dots$  için)

<sup>243</sup> Box and Jenkins, s. 154.

tahmin dönemi tahmin hatalarını ve  $a_{t+i}$  ( $i=0,1,2,\dots$  için) gözlem değerleri tahmin hatalarını gösterir. İleriye yönelik tahmin modellerini, tahmin amacıyla kullanırken  $a_{t+i}$  değerleri sıfır olarak alınır. Çünkü  $a_{t+i}$  değeri  $Y_{t+i} - \hat{Y}_{t+i}$  şeklinde hesaplanır ve değer hesaplanmasında kullanılacak olan tahmin dönemi gerçekleşmemiş gözlem değeri  $Y_{t+i}$  henüz bilinmemektedir<sup>244</sup>.



---

<sup>244</sup> Montgomery, Johnson and Gardiner, s. 274-275.

# BÖLÜM V

## TÜRKİYE'DE TURİZMİN YERİ

### 5.1. Turizmin Tanımı

Turizm kavramı, Latince'de dönme hareketini ifade eden "tornus" sözcüğünden gelmektedir. İngilizce'deki "touring" ve "tour" deyimleri de bu sözcükten türetilmiştir. Touring kavramı, zevk için yapılan, eğitsel ve kültürel özellik gösteren seyahatler için kullanılır<sup>245</sup>. Türkçe'de seyahat kelimesi turizm, seyyah kelimesi ise turist deyimlerinin karşılığı olarak kullanılmaktadır<sup>246</sup>.

İnsanlar tarihin her çağında çeşitli nedenlerden dolayı seyahat etmişlerdir. Ancak, eski dönemlerde yapılan seyahatlerle bugünkü anlamda turizm hareketleri arasında önemli farklılıklar bulunmaktadır.

Günümüzde sanayinin gelişmesi, kişi başına gelirin artması, refah düzeyinin yükselmesi, insanların kullanabilecekleri boş zamanlarının çoğalması, ulaşım sektöründeki hızlı gelişmeler turizme tarihte insanların ticari, dini ve askeri amaçlarla yaptıkları seyahatlerden çok farklı bir anlam kazandırmaktadır.

Turizmle ilgili olarak yapılan tanımların içerisinde en çok sözü edilen ve OECD tarafından da benimsenen tanım Prof. Dr. Walter Hunziker tarafından 1941 yılında yapılan tanımdır. Söz konusu bu tanıma göre Turizm; para kazanma amacı gütmeyen ve devamlı kalış biçimine dönüşmemek kaydıyla, yabancıların bir yerde konaklamalarından ve bir yere seyahatlerinden doğan olay ve ilgilerin tümüdür<sup>247</sup>.

6086 sayılı Turizm Endüstrisini Teşvik Kanununun 36. Maddesi gereği, Bakanlar Kurulunun 5.8.1955 gün ve 5643 sayılı kararıyla yürürlüğe konulan Turizm İşbirliği Tüzüğü'nün 3. Maddesiyle yapılan tanım ise, "Yerleşmek niyeti olmaksızın hava tebdili yapmak, tedavi edilmek, eğlenip dinlenmek gibi

<sup>245</sup> Ömer Akat, *Pazarlama Ağırlıklı Turizm İşletmeciliği*, Bursa: Ekin Kitabevi, 1997, s. 2-3.

<sup>246</sup> Mehmet Özdemir, *Turizmin Türkiye'nin Sosyo-Ekonomik Yapısına Etkileri*, Ankara: 1992, s. 19.

<sup>247</sup> Savaş Ürger, *Genel Turizm Bilgisi*, Antalya: Akdeniz Üniversitesi, 1992, s. 10.

maksatlarla kültür ya da sanat hareketleri nedeniyle toplu ya da tek olarak yapılan seyahatlerdir” şeklindedir.

Çok yönlü bir olay ve sektör olan turizm, insanların daimi konutlarının bulunduğu yer dışında, sürekli olarak yerleşmemek, sadece para kazanmamak ve politik ya da askeri bir amacı izlememek üzere, serbest bir ortam içinde, iş merak, din, sağlık, spor, dinlenme, eğlenme, kültür, deneyim kazanma amacıyla ya da dost ve akraba ziyareti, kongre ve seminerlere katılmak gibi nedenlerle, kişisel ya da toplu olarak yaptıkları seyahatlerden, gittikleri yerlerde 24 saati aşan ya da o yerin bir konaklama tesisinde en az bir geceleme süresiyle konaklamalarından ortaya çıkan iş ve ilişkileri kapsayan bir tüketim olayı, sosyal bir olay, bütünleşmiş bir hizmet ve kültür sektörüdür<sup>248</sup>.

Yukarıda verilen tanımlar, turizm kavramını genel hatlarıyla ve belirli bazı özellikleri ile tanımlamaktadır. Ama turizmin, özellikle son yıllardaki en önemli özelliği, ekonomik bir faaliyet olmasıdır. Buna göre turizmi, insanların sürekli yaşadığı ve para kazandığı yerler dışına seyahat, eğlenme, dinlenme, spor, din, sağlık vb. ihtiyaçlarını tatmin etmek için gitmeleri ve gittikleri bu yerlerde turistik kuruluşların mallarını tüketerek yaptıkları ekonomik faaliyetlerin tümü şeklinde tanımlamak mümkündür. Burada kişilerin gittikleri yerde para kazanma gayesi gütmemeleri önemli bir durumdur.

Turizmle ilgili önemli iki kavram da, dış ve iç turizm kavramlarıdır. Yurt dışına yönelik seyahatlerden doğan faaliyetler ve hizmetler dış turizm olarak adlandırılmaktadır. İç turizm ise, ülke sınırları içinde asıl ikametgahı dışında bir yere para karşılığı bir iş yapmaksızın ve bir yıldan kısa süre ile yapılan seyahatlerdir. Günümüzde uluslararası turizm hareketlerinde görülen hızlı gelişmenin yanında, ülke içine yönelik turizm talebinde de önemli artışlar görülmektedir. Bu nedenle iç turizm ile dış turizm arasında çok yakın bir ilişki bulunmaktadır. Yeryüzünde en fazla turist gönderen ülkeler aynı zamanda iç turizm trafiğinin de yoğun olduğu ülkelerdir. Aslında iç turizm gelişmeden dış turizmin gelişmesini beklemek gerçekçi bir yaklaşım olmamaktadır.

Dünyada tatil ve turizm olgusu, iç turizm ağırlıklı başladığı halde uluslararası turizm hareketleri kadar hızlı bir büyüme süreci izleyememiştir. Seyahat organizasyonları ve tur operatörlerinin etkinliği, uluslararası turizm

---

<sup>248</sup> Özdemir, s. 19.

hareketlerine büyük bir ivme kazandırmıştır. Turizm endüstrisinin temel parçası olmakla birlikte, iç turizmin sayısal ve parasal boyutları dış turizmde olduğu gibi net bir şekilde ortaya konulamamaktadır. Bu konuda oldukça az sayıda yapılan araştırmalar, büyük ölçüde tahminlere dayandırılmaktadır. Dünya Turizm Örgütü tarafından 1980'li yıllarda yayınlanan bir araştırma, iç turizm harcamalarının kaba bir yaklaşımla, dış turizm harcamalarının 10-11 katı düzeyinde tahmin edilebileceğini ifade etmiştir.

Bir toplum içinde yaşayan bütün bireylerin seyahat etme eğilimleri, yaş grupları, cinsiyet, meslek, eğitim ve kentleşme düzeylerine göre farklılıklar arz etmektedir. Bu farklı talep özellikleri, turizm endüstrisinin gelişim yönünü belirleyen önemli bir faktördür. İç turizm talebi ile nüfus arasında yüksek bir korelasyon beklenmelidir. Ancak 65 milyona varan ülkemiz nüfusu ile iç turizm hareketleri arasında, bu beklentiyi doğrulayacak ilişkiyi görememekteyiz. Ayrıca nüfusun sosyo-ekonomik ve sosyo-kültürel yapısı da turizm talebini doğrudan etkilemektedir. Bir diğer önemli faktör de kentleşme düzeyidir. Sanayi ve hizmetler sektörü ile ticaret kesiminin yoğun olduğu büyük yerleşim yerlerinde yaşayan insanlar, kırsal kesimlerde yaşayanlara oranla daha fazla seyahat etmekte ve turizm etkinliklerine daha aktif olarak katılmaktadırlar.

Türkiye'de iç turizm hareketleri, 1950'lerde kıpırdanmaya başlamış, 1960'larda, özellikle memur ve özel sektör ücretlileri gibi belli dönemlerde tatil yapma hakkına resmen sahip olan çalışanların sayısının artmasıyla hızlanmıştır. Ulaşım olanaklarının düzelmeye başlaması da bunda etken olmuştur. 1963 yılında ilk Kalkınma Planı ile iç turizmin geliştirilmesi yönünde çalışmalara başlanmış, ancak bunlar planlardan çıkıp uygulama aşamasına kolaylıkla getirilememiştir.

Türkiye'de 1980'lere kadar turizm bilincinin yerleştiğini söylemek pek de mümkün değildir. Ancak 2634 sayılı Turizmi Teşvik Kanunu ile 1980'li yıllardan itibaren turizm işletmelerinin sayıları artmış ve pek çok yeni yerleşim yeri ile birlikte turizm kavramı da gelişmiştir<sup>249</sup>.

---

<sup>249</sup> Hanehalkı Turizm Araştırması-1997, T.C. Turizm Bakanlığı Yatırımlar Genel Müdürlüğü Araştırma ve Değerlendirme Dairesi Başkanlığı, Yayın No:1999/2, s. 3-4.



## 5.2. Turizmin Ülke Ekonomisine Katkısı

Turizmin bir kitle hareketi olarak ortaya çıkışından uzunca bir süre sonra ekonomi bilimi olaya eğilmiştir. 1920'lerin sonlarına doğru turizm, bazı ülkelerin ekonomileri için önemi hızla artan faaliyet niteliği kazanmış, özellikle ödemeler bilançosu yönünden ağırlığı arttıkça dikkatleri üzerine çekmeye başlamıştır.

Turizm II. Dünya Savaşından sonra hızla gelişmiş, daha geniş halk kitlelerine ve uzak mesafelere yayılmıştır. Günümüzde parasal ve kitlevi bir olay haline gelen turizmin, meydana getirdiği ekonomik, sosyal, kültürel ve politik etkiler, ülke ekonomilerinde ve özellikle uluslararası ekonomik ve politik ilişkilerde önemli sonuçlar doğurmaktadır. Bu durum, yalnız uluslararası turizm hareketinden büyük pay alan gelişmiş ülkelerde değil, aynı zamanda gelişmekte olan ülkelerde de turizme verilen önemi artırmaktadır.

Turizmin ekonomik cephesi, turist için tasarruf kaynaklı harcama, turist kabul eden yer için ise harcama-kazanç temini ilişkisi özelliğini göstermektedir. Aslında turizm, son yıllarda en çok ekonomik yönü ile ele alınan toplumsal bir faaliyettir. Bu da turizmin önemli ölçüde gelir getirici ve döviz kazandırıcı özelliğinden kaynaklanmaktadır. Bu nedenle hemen her ülkede devlet tarafından da büyük ölçüde desteklenmektedir.

Dış ticaretin ve sanayinin finansmanı sorunu, ihracatı ve diğer döviz kazandırıcı faaliyetleri önemli hale getirmiş, bu durum, ihracatta büyümenin kısa vadede sınırlarına ulaşabileceği kanaati sonucunda, ihracat dışında diğer döviz kazandırıcı faaliyetlere de yönelmesi gerektiğinin anlaşılmasına neden olmuştur. Turizm, bu noktada çoğu gelişmekte olan ülkelerde, döviz kazandırıcı özelliği nedeniyle, dış ticaretin ve sanayinin finansmanında en etkili alternatiflerden birisi olarak dikkati çekmektedir.

Turistik talebin artırılması, pazarlamanın satış geliştirme unsurları arasındadır. Talebin artırılması, tüketici ihtiyaç ve beklentilerinin bilinmesi ve tatmin edilmesiyle mümkün olabilir. İnsanların tatil kararlarını ne şekilde verdiklerinin ve ürün çeşitlerinden hangilerine ihtiyaç duyarak talep edeceklerinin araştırılıp bilinmesi, hangi özelliklere sahip potansiyel turistlere hangi ürünün sunulabileceği konusuna ışık tutacaktır. Turistin tatil seçim kararı bir çok iç ve dış faktöre bağlıdır. Bu faktörler kişilik gibi bireyin iç özelliğinden

kaynaklanabileceği gibi, toplum tarafından paylaşılan ve nesilden nesile geçen inançlar, değerler, davranış biçimleri ve alışkanlıkların da sonucudur. Bu nedenle, tüketicinin çevresindeki kültürü tanımak, onun ihtiyaç ve beklentilerini anlamaya da yardımcı olacaktır. Yaş, gelir, cinsiyet, eğitim, yaşam sürecinin aşamaları gibi sosyo-ekonomik değişkenler turistin tatil kararını etkileyen ve talebi yönlendiren önemli faktörlerdir<sup>250</sup>.

Uluslararası turizmin bir ülkede ödemeler dengesine yaptığı olumlu etkiler turizmin konuşulan, ölçülebilen ve izlenebilen katkısıdır. Öte yandan, bütün dış satım etkenlikleri gibi turizmde de harcamalar, ulusal hasılayı artırır, yan sektörlerde iş gücü ve gelir yaratır ve vergi yoluyla devlet bütçesine kaynak sağlarlar<sup>251</sup>.

Turizm harcamaları ile gelir arasında kuvvetli bir ilişki vardır. Nitekim, gelişmiş-sanayileşmiş ülkelerin vatandaşları yüksek gelir seviyesine sahip olduklarından, turizm olayına katılma oranları da yüksek olmaktadır. Yapılan ampirik çalışmalar turizm harcamalarının gelire göre esnek olduğunu göstermektedir. Bu çalışmalarda, gelir düzeyinin %10 oranında artmasının, kişilerin bütçelerinde turizm harcamalarını %15-20 oranında artırdığı ortaya konulmaktadır. Gelişmekte olan ülkeler de, henüz bozulmamış doğal varlıklarını, tarihi ve kültürel değerlerini, ulusal ekonomiye kazandırmaya ve aynı zamanda, turizm ürünü vasıtasıyla uluslararası piyasaya girerek rekabet edebileceği bir pazar payına sahip olmaya çalışmaktadır. Çünkü gelişmiş ülkelerin vatandaşları, harcanabilir gelirlerinin bir kısmı ile kendi ülkelerindeki sanayileşmenin, kentleşmenin getirdiği bunalımdan kurtularak, sağlıklarına yeniden kavuşma isteği ile henüz doğası bozulmamış yerlere seyahat ederler.

Turizm harcamaları, ev sahibi bölgenin/ülkenin ekonomisine katkılar sağladığında, meydana gelen ekonomik etki, asıl harcanan paranın katları olarak ifade edilmektedir. Turizm harcamaları, yöre halkına dolaylı ya da dolaysız biçimde bir gelir meydana getirdiğinden, bu bir gelir çarpanı olarak kabul edilmektedir. Bununla birlikte artan harcamalar daha çok sayıda yeni iş

<sup>250</sup> Gülçin Buluç. "Sosyo-Ekonomik Değişkenler ve Turizm Talebine Etkileri", D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt:12, Sayı:2, 1997, s. 101-109.

<sup>251</sup> Özen Dallı. "Turizmin Türk Ekonomisindeki Yeri", 3. İzmir İktisat Kongresi, DPT yayını, 1992, s. 237-240.

imkanlarının sağlanmasına neden olmaktadır ki, bu da istihdam çarpanı olarak kabul edilmektedir<sup>252</sup>.

Dinlenme sürelerinin uzaması, teknolojideki gelişmeler nedeni ile insan gücüne duyulan ihtiyacın azalması, ulaştırma alanındaki sürat ve konfor, eğitim seviyesinin yükselmesi ve ortalama yaşam süresinin uzayacağı yönündeki görüşler turizm olayının da sürekli olarak gelişeceğini göstermektedir.

Turizm hareketlerine katılmada etkili olan faktörlerin başında insanların sahip oldukları toplumsal ve ekonomik durumlar gelmektedir. Ekonomik açıdan güçlü olmayan kesimlerin bir takım kolaylaştırıcılar yoluyla turizm etkinliklerine katılımlarını sağlamak, günümüzde sosyal turizm faaliyetlerinin başlıca uğraş konusudur. Dünyada sosyal turizmin önem kazanması, insanların kullanabilecekleri boş zamanlarının artması ile başlamıştır. Sosyal turizm politikalarının temel özellikleri, düşük fiyat uygulayarak kar amacının güdülmemesi ve bu yolla büyük kitlelerin de turizm etkinliklerine katılımlarının sağlanmasıdır. Sosyal turizm türleri arasında öğrenci turizmi, gençlik turizmi ve üçüncü yaş turizmi en çok rastlanılan uygulamalar olarak görülmektedir.

Sosyal bir faktör olarak turizm, dilleri, gelenek-görenekleri, yaşam tarzları, zevkleri farklı olan insanları bir araya getirmekte ve böylece dünya barışının sağlanmasına katkıda bulunmaktadır<sup>253</sup>.

### 5.3. Turizmin GSMH İçindeki Yeri

Turizmin ekonomideki rolü ve önemi konusunda yapılan değerlendirmelerden biri, turizmin GSMH içindeki payıdır. Yani turizmin GSMH içindeki payı, bu sektörün ülke ekonomisindeki önemini gösteren bir ölçü olarak yaygın bir şekilde kullanılmaktadır.

Turizmin GSMH'ya katkısı, çoğunlukla yabancı ziyaretçi harcamalarını cari fiyatlarla tahmin ederek ve bundan turizm sektörü tarafından satın alınan mal ve hizmetlerin maliyetini çıkararak hesaplanır. Diğer bir ifadeyle, yabancı ziyaretçi harcamaları ile meydana getirilen GSMH miktarı, turistler tarafından

<sup>252</sup> Hanehalkı ...1997, s. 1-2.

<sup>253</sup> Düriye Bozok. "Turizm ve Çevre", Kalkınma, Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. Yayını, Sayı:45, Şubat 1994, s. 43-46.

yapılan harcamaların döviz geliri olarak kaydedilmesi ve bu gelirin söz konusu turistlere yapılan hizmetin maliyetinin çıkarılmasıyla bulunur<sup>254</sup>.

Böyle bir hesaplama, turizm gelirinin yalnızca yabancı turistlerin ülke içinde yaptıkları turistik tüketim harcamalarından doğan gelir olarak anlaşılmasının sonucudur. İç turizm hareketlerinin henüz yeterince önem taşımadığı ve uluslararası turizmden ekonomik anlamda önemli katkıların beklenmediği az gelişmiş ülkelerde bu hesaplama anlamlıdır. Ancak, turizm gelirlerini yalnızca dış aktif turizm gelirleriyle sınırlamak doğru değildir. Yerleşiklerin yapmış olduğu turistik tüketim harcamalarının da turizm ürünleri satıcılarının gelirini oluşturduğunu, ilgili sektörlerde harcama-gelir akımını hızlandırdığını ve ekonomi genelinde canlılık yarattığını göz önünde bulundurmamak gerekir<sup>255</sup>.

Özellikle gelişmiş ülkelerin çoğunda, iç turizm harcamaları, toplam turizm gelirlerinin çok önemli bir kısmını oluşturduğundan, hesaplamaların iç ve dış turizm için birlikte yapılması daha anlamlı olacaktır. Gelişmiş ülkelerin çoğu, iç turizme önem verirler. Çünkü bu yolla kamunun sağlamış olduğu vergi gelirleri de o oranda artış gösterir. Normal olarak uluslararası turizm gelirlerinin GSMH'ya oranının üç katı kadar bir gelirin, iç turizm hareketlerinden sağlandığı tahmin edilmektedir. Örneğin, uluslararası turizm gelirlerinin 1976 yılında Kanada'nın GSMH içindeki payı, yaklaşık olarak %1 olduğu halde, bu oran iç turizmle birlikte %5'e yükselmektedir. Bu oranlar İngiltere için sırasıyla %0.6 ve %2.4'tür. Turizm, gelişmiş ülkelerin çoğunda GSMH'ya çok önemli olmayan bir katkı yaptığı halde, Avusturya, Fransa, İtalya ve İspanya gibi ülkelerde sürekli bir gelişme göstererek GSMH içinde önemli bir paya ulaşmıştır. Bu payda dış turizm kadar iç turizm hareketlerinin de önemli bir yeri vardır<sup>256</sup>.

Tüm dünya ülkeleri arasında, dış turizm gelirlerinin GSMH içindeki payı %10'u aşan az sayıda ülke vardır. Bu durum, turizm gelirlerinin GSMH içindeki payının önemsiz olduğu sonucunu doğurabilir. Ancak İngiltere'de ülkenin en

<sup>254</sup> A. Mathieson and G. Wall. *Tourism: Economic, Physical, and Social Impact*, Longman, 1982, s. 63.

<sup>255</sup> İ.Sabit Barutçugil. *Turizm Ekonomisi ve Turizmin Türkiye Ekonomisindeki Yeri*, İstanbul: Beta Yayınevi, 1986, s. 52.

<sup>256</sup> Mathieson and Wall, s. 63.

büyük sektörü olan motor endüstrisinin ulusal gelire katkısı, sadece %8'dir. Buna karşılık, Barbados gibi bazı ada ülkelerinde, turizmin GSMH'ya katkısı %30'lara kadar çıkmaktadır. Ancak ekonominin bir sektöre aşırı bağımlılığı o ülke ekonomisinin sağlıklı bir yapıya sahip olduğunu gösterir<sup>257</sup>.

Burada unutulmaması gereken nokta, turizmden sağlanan net kazançların turizmin ekonomik anlamda net etkisini göstermekten uzak olduğudur. Zira, turistlerin gereksinimlerini karşılamak için kullanılan kaynaklar ve sermaye malları, ekonominin diğer sektörlerindeki alternatif kullanım alanlarından çekilmektedir. Turizmin GSMH üzerindeki net etkisi hesaplanmak istendiğinde, bu alternatif maliyetlerin çıkarılması gerekmektedir. Bu da oldukça zor bir iştir<sup>258</sup>.

Turizm gelirinin ekonomide meydana getirdiği etkinin bir diğer göstergesi de, satışa sunulan malın fiyatından, bu malı üretmek üzere daha önce başka kişiler ya da firmalar tarafından yapılmış ara tüketim harcamaları çıkarıldığında kalan fark olarak tanımlanan katma değerdir. Milli gelir üzerinde, turistik mal ve hizmet üretiminin yarattığı katma değer etkisi, diğer sektörlerden yüksek olduğundan önem kazanmaktadır. Bu nedenle, turizm sektöründe katma değer miktarının hesaplanması ve ortaya konulması gerekmektedir<sup>259</sup>.

#### **5.4. Türkiye'de Turizm Kayıtları**

Yabancıların ülkemize gelişleri ile ilgili ilk resmi kayıtlar 1938 yılında Emniyet Genel Müdürlüğü tarafından tutulmuştur. Sadece emniyet amacına dayalı bu kayıtlar, belli başlı hudut kapılarında emniyet personeli tarafından uygulanan kontrol fişleri ile elde edilmiştir. Bu sistem, 1953 yılına kadar devam etmiştir. 1953 yılından sonra bu fişler veri işlemleri yapılarak gerekli çalışmalar bittikten sonra geri iade edilmek üzere İstatistik Genel Müdürlüğü'ne gönderilmiştir. 1957 yılından itibaren veri işlemlerinin kolayca yürütülebilmesi için fişler doğrudan İstatistik Genel Müdürlüğü'ne gönderilmeye başlanmıştır.

<sup>257</sup> Harun Erdoğan. Ekonomik, Sosyal, Kültürel, Çevresel Yönleriyle Uluslararası Turizm, Bursa: 1996, s. 245.

<sup>258</sup> Barutçugil, s.52.

<sup>259</sup> A. İlkin ve M.Zeki Dinçer. Turizm Kesiminin Türk Ekonomisindeki Yeri ve Önemi, Ankara: TOBB Yayını, 1991, s. 34.

Vatandaş ve Yabancı Giriş-Çıkış İstatistiklerinin her çeşit bilgi ihtiyacına cevap verebilmesi ve sonuçların daha sağlıklı ve en kısa zamanda elde edilebilmesi için 1964 yılında Devlet İstatistik Enstitüsü Başkanlığı'nda, Turizm ve Tanıtma Bakanlığı, İçişleri Bakanlığı, Gümrük ve Tekel Bakanlığı, Devlet Planlama Teşkilatı Müsteşarlığı temsilcileri ile toplantılar yapılarak hudut kapılarında müşterek alınacak tedbirler kararlaştırılmış ve elde edilen bilgiler yıllık olarak yayımlanmıştır.

Sonraki yıllarda ülkemiz ihtiyaçları, milli menfaatlerimiz ve uluslararası kuruluşların tavsiyeleri doğrultusunda istenen gerekli bilgilere cevap verebilmesi amacı ile Vatandaş-Yabancı, Giriş-Çıkış İstatistik Formları tüm hudut kapılarında uygulamaya konulmuştur. Bu uygulama 1991 Eylül ayına kadar devam etmiştir. 1.1.1994 tarihinden itibaren istatistik formları tüm hudut kapılarında sadece çıkış yapan vatandaş ve yabancılara Vatandaş-Yabancı Çıkış İstatistik Formları olarak doldurtulmaya başlanmıştır<sup>260</sup>.

Turizm istatistiklerinde, uluslararası karşılaştırmayı sağlamak amacı ile "Cemiyeti Akvam" İstatistik Uzmanlar Komitesi'nin 1937 yılında kararlaştırdığı tanımlara ve 1963 yılında Birleşmiş Milletler İstatistik Komisyonu ile Uluslararası Resmi Seyahat Kuruluşları Birliği (IUOTO) ve Dünya Turizm Örgütü (WTO) önerilerine uyulmuştur. Buna göre sürekli olarak oturduğu ülke dışında, başka bir ülkeyi en az 24 saatlik bir süre için ziyaret eden kişiler turist tanımı içine alınmıştır. Bu tanıma göre, eğlence, tatil geçirmek, sağlık, aile ziyareti yapan, bilimsel, idari, dini, sportif gibi alanlarda bir görev veya toplantıya katılan, ticari veya sınai iş izlenmesi gibi amaçlarla ve 24 saatten az kalsalar dahi, özel gezi amacıyla gelen günöbirlikçiler turist sayılmaktadır.

Yukarıdakiler dışında 1963 yılında Roma'da yapılan Birleşmiş Milletler Uluslararası Turizm Konferansı'nda öğrenim için gelen öğrencilerin turist sayılacağı kararlaştırılmıştır. Bu nedenle toplanan istatistiklerde Türkiye'deki okullarda öğrenim yapmak amacıyla gelenler "turist" olarak kabul edilmiştir<sup>261</sup>.

<sup>260</sup> Turizm İstatistikleri 1995, DİE Yayını, s. IX.

<sup>261</sup> İstatistik Yıllığı 1998, D.İ.E. Yayını, 1998.



## 5.5. Türkiye'de Turizm Hareketleri

Turizm, 20. y.y.'in son yarısında, dünyada en hızlı gelişen sektörler içinde yer almıştır. Türkiye'de turizm sektörünün yapısal değişimi ve gelişiminin hızlanması 1980'li yıllarda başlamıştır. Bu yıllarda kitle turizmi için gerekli özel turizm altyapısı ve uygun turizm üstyapısı oluşturulmuştur. Son yıllarda elde edilen ekonomik veriler, turizmin Türkiye ekonomisini etkileyen bir sektör olmaya başladığını göstermektedir. Uzun yıllar, kitle turizmi pazarına giremeyen Türkiye, son on-onbeş yıldır bir yapı değişikliği içindedir. Yapı değişikliği, bu yıllarda kitle turizmi için gerekli özel turizm altyapısı ve uygun turizm üstyapısı oluşturulmuş ve turizm sektörünün çalışma biçim ve koşullarının uluslararası standartlara uyum göstermeye başlaması biçimindedir. Son 15 yılda en hızlı gelişen ve ülke ekonomisine katkısı büyük bir paya ulaşan turizm, uluslararası rekabette, çok önemli avantajlara sahip olduğumuz bir sektördür. Ülkemiz açısından turizm sektörünün kritik önemi önümüzdeki yıllarda daha da artacaktır. Kendi kaynakları kalkınma finansmanını sağlayacak düzeyde olmayan ülkemiz için turizm ve turizm gelirleri önemini korumaya devam edecektir.

Aşağıda son 16 yılda Türkiye'ye gelen turistlerin ikamet ettikleri ülkelere göre dağılımı gösterilmiştir.

Tablo:5.1 ve 5.2 incelendiğinde Türkiye'ye en fazla turist, toplam içerisindeki yaklaşık ortalama %52'lik bir payla Avrupa OECD ülkelerinden geldiği, bunu yaklaşık %15'lik payla Diğer Avrupa ülkeleri, %13 ile Asya ülkelerinin takip ettiği, en az turist ise Amerika Ülkelerinden geldiğini görmek mümkündür. Tablo:5.3'e göre ise, Türkiye'ye gelen turist sayısında bir önceki yıla göre en büyük artış, 1990 ve 1991 yıllarında sırasıyla %413 ve %225'lik oranlarla B.D. Topluluğu'ndan gelen turist sayısında olmuştur. Bir başka yüksek artış da 1987 yılında yaklaşık %110 oranla Afrika Ülkeleri'nden gelen turist sayısında görülmüştür.

Tablo:5.1. İkamet Ettikleri Ülkelere Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayıları

Ülke	1983	1984	1985	1986	1987	1988
OECD Ülkeleri(Avrupa)	778997	863664	1071412	1390052	1740452	2672136
Diğer OECD Ülkeleri	192829	264483	283646	157069	217787	245755
Diğer Avrupa Ülkeleri	126721	173975	178546	343934	343876	540588
B. D. Topluluğu	-	15302	11711	16532	19932	22013
Asya Ülkeleri	279313	369615	426376	384496	417045	533559
Afrika Ülkeleri	26259	37397	50498	51841	108731	155584
Amerika Ülkeleri	-	-	-	-	-	-
Diğer Ülkeler	102438	130901	168028	53358	58242	95562
TOPLAM	1506557	1855337	2190217	2397282	2906065	4265197
Ülke	1989	1990	1991	1992	1993	1994
OECD Ülkeleri(Avrupa)	2848133	3096498	1939462	3009125	3158276	2855939
Diğer OECD Ülkeleri	300709	310242	171535	306804	397814	410537
Diğer Avrupa Ülkeleri	667354	1171749	2132703	1930912	1079177	821831
B. D. Topluluğu	43369	222537	722481	1244593	1171786	1511990
Asya Ülkeleri	541655	513752	517387	499132	556504	911726
Afrika Ülkeleri	87564	33678	32095	56065	60224	100498
Amerika Ülkeleri	24448	18557	10252	22518	33354	44046
Diğer Ülkeler	2845	30735	27048	34916	68067	39138
TOPLAM	4516077	5397748	5552963	7104065	6525202	6695705
Ülke	1995	1996	1997	1998		
OECD Ülkeleri(Avrupa)	3912887	4617703	5461627	5476311		
Diğer OECD Ülkeleri	447226	508363	559427	649126		
Diğer Avrupa Ülkeleri	616871	591783	924165	1174560		
B. D. Topluluğu	1493508	1619290	1556579	1311357		
Asya Ülkeleri	1058355	1007158	999776	937917		
Afrika Ülkeleri	135816	123024	133528	118873		
Amerika Ülkeleri	46545	56015	60966	51575		
Diğer Ülkeler	36181	12498	16442	32978		
TOPLAM	7747389	8535834	9712510	9752697		

Kaynak: DİE Yıllıkları, DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergileri ve TB Turizm İstatistikleri Dergilerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.



Tablo:5.2. İkamet Ettikleri Ülkelere Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayılarının Ülkeler İtibari İle Toplam İçindeki % Payları

Ülke	1983	1984	1985	1986	1987	1988
OECD Ülkeleri (Avrupa)	51,71	46,55	48,92	57,98	59,89	62,65
Diğer OECD Ülkeleri	12,80	14,26	12,95	6,55	7,49	5,76
Diğer Avrupa Ülkeleri	8,41	9,38	8,15	14,35	11,83	12,67
B. D. Topluluğu	-	0,82	0,53	0,69	0,69	0,52
Asya Ülkeleri	18,54	19,92	19,47	16,04	14,35	12,51
Afrika Ülkeleri	1,74	2,02	2,31	2,16	3,74	3,65
Amerika Ülkeleri	-	-	-	-	-	-
Diğer Ülkeler	6,80	7,06	7,67	2,23	2,00	2,24
Toplam	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Ülke	1989	1990	1991	1992	1993	1994
OECD Ülkeleri (Avrupa)	63,07	57,37	34,93	42,36	48,40	42,65
Diğer OECD Ülkeleri	6,66	5,75	3,09	4,32	6,10	6,13
Diğer Avrupa Ülkeleri	14,78	21,71	38,41	27,18	16,54	12,27
B. D. Topluluğu	0,96	4,12	13,01	17,52	17,96	22,58
Asya Ülkeleri	11,99	9,52	9,32	7,03	8,53	13,62
Afrika Ülkeleri	1,94	0,62	0,58	0,79	0,92	1,50
Amerika Ülkeleri	0,54	0,34	0,18	0,32	0,51	0,66
Diğer Ülkeler	0,06	0,57	0,49	0,49	1,04	0,58
Toplam	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Ülke	1995	1996	1997	1998		
OECD Ülkeleri (Avrupa)	50,51	54,10	56,23	56,15		
Diğer OECD Ülkeleri	5,77	5,96	5,76	6,66		
Diğer Avrupa Ülkeleri	7,96	6,93	9,52	12,04		
B. D. Topluluğu	19,28	18,97	16,03	13,45		
Asya Ülkeleri	13,66	11,80	10,29	9,62		
Afrika Ülkeleri	1,75	1,44	1,37	1,22		
Amerika Ülkeleri	0,60	0,66	0,63	0,53		
Diğer Ülkeler	0,47	0,15	0,17	0,34		
Toplam	100,00	100,00	100,00	100,00		

Kaynak: Tablo-5.1'den Faydalanılarak Hazırlanmıştır

Tablo:5.3. İkamet Ettikleri Ülkelere Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayılarının Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları

Ülke	1984/83	1985/84	1986/85	1987/86	1988/87	1989/88
OECD Ülkeleri(Avrupa)	10,87	24,05	29,74	25,21	53,53	6,59
Diğer OECD Ülkeleri	37,16	7,25	-44,62	38,66	12,84	22,36
Diğer Avrupa Ülkeleri	37,29	2,63	92,63	-0,02	57,20	23,45
B. D. Topluluğu	-	-23,47	41,17	20,57	10,44	97,02
Asya Ülkeleri	32,33	15,36	-9,82	8,47	27,94	1,52
Afrika Ülkeleri	42,42	35,03	2,66	109,74	43,09	-43,72
Amerika Ülkeleri	-	-	-	-	-	-
Diğer Ülkeler	27,79	28,36	-68,24	9,15	64,08	-97,02
TOPLAM	23,15	18,05	9,45	21,22	46,77	5,88
Ülke	1990/89	1991/90	1992/91	1993/92	1994/93	1995/94
OECD Ülkeleri(Avrupa)	8,72	-37,37	55,15	4,96	-9,57	37,01
Diğer OECD Ülkeleri	3,17	-44,71	78,86	29,66	3,20	8,94
Diğer Avrupa Ülkeleri	75,58	82,01	-9,46	-44,11	-23,85	-24,94
B. D. Topluluğu	413,12	224,66	72,27	-5,85	29,03	-1,22
Asya Ülkeleri	-5,15	0,71	-3,53	11,49	63,83	16,08
Afrika Ülkeleri	-61,54	-4,70	74,68	7,42	66,87	35,14
Amerika Ülkeleri	-24,10	-44,75	119,64	48,12	32,06	5,67
Diğer Ülkeler	980,32	-12,00	29,09	94,95	-42,50	-7,56
TOPLAM	19,52	2,88	27,93	-8,15	2,61	15,71
Ülke	1996/95	1997/96	1998/97			
OECD Ülkeleri(Avrupa)	18,01	18,28	0,27			
Diğer OECD Ülkeleri	13,67	10,04	16,03			
Diğer Avrupa Ülkeleri	-4,07	56,17	27,09			
B. D. Topluluğu	8,42	-3,87	-15,75			
Asya Ülkeleri	-4,84	-0,73	-6,19			
Afrika Ülkeleri	-9,42	8,54	-10,98			
Amerika Ülkeleri	20,35	8,84	-15,40			
Diğer Ülkeler	-65,46	31,56	100,57			
TOPLAM	10,18	13,79	0,41			

Kaynak: Tablo-5.1'den Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Aşağıdaki Tablo:5.4'te son 16 yılda Türkiye'ye gelen turistlerin kullandıkları geliş yollarının dağılımı gösterilmiştir. Söz konusu bu tablolara göre Türkiye'ye en fazla turist, toplam içerisindeki yaklaşık ortalama %49'luk bir payla hava yolu ile geldiği anlaşılmaktadır. Bunu %31 ile kara yolu, %16 ile deniz yolunun tercih edildiği, en az kullanılanın ise demir yolu olduğu görülmektedir. Tablo:5.5'e göre ise, Türkiye'ye gelen turistlerden hava yolunu seçenlerin sayısı, 1991 ve 1998 yılları hariç, bir önceki yıla göre her zaman artış gösteren bir orana sahiptir. Diğer ulaşım yollarını seçenler ise bazen artan bazen azalan oranlara sahiptirler.

Tablo:5.4. Yıllar İtibari İle Giriş Yollarına Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Toplam İçindeki % Payları

	1983	%	1984	%	1985	%	1986	%
Deniz	493078	32,729	578657	31,19	548756	25,05	445922	18,60
Demir	26978	1,791	29129	1,57	49528	2,26	53857	2,25
Hava	564470	37,468	738158	39,79	863153	39,41	966424	40,31
Kara	422031	28,013	509393	27,46	728780	33,27	931079	38,84
Toplam	1506557	100,000	1855337	100,00	2190217	100,00	2397282	100,00
	1987	%	1988	%	1989	%	1990	%
Deniz	575465	19,80	725502	17,01	764237	16,92	757607	14,04
Demir	65086	2,24	68490	1,61	77155	1,71	145019	2,69
Hava	1419413	48,84	2142975	50,24	2347283	51,98	2566084	47,54
Kara	846101	29,12	1328230	31,14	1327402	29,39	1929038	35,74
Toplam	2906065	100,00	4265197	100,00	4516077	100,00	5397748	100,00
	1991	%	1992	%	1993	%	1994	%
Deniz	496381	8,94	711756	10,02	782195	11,99	834568	12,46
Demir	117388	2,11	76210	1,07	41439	0,64	61957	0,93
Hava	1748814	31,49	3005203	42,30	3550679	54,41	3974543	59,36
Kara	3190380	57,45	3310896	46,61	2150889	32,96	1824637	27,25
Toplam	5552963	100,00	7104065	100,00	6525202	100,00	6695705	100,00
	1995	%	1996	%	1997	%	1998	%
Deniz	884272	11,41	921412	10,79	954407	9,83	1111184	11,39
Demir	52113	0,67	91929	1,08	140072	1,44	114216	1,17
Hava	5179679	66,86	6159469	72,15	7040710	72,49	6705399	68,76
Kara	1631325	21,06	1363968	15,98	1577321	16,24	1821898	18,68
Toplam	7747389	100,00	8536778	100,00	9712510	100,00	9752697	100,00

Kaynak: DİE Yıllıkları, DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergileri ve TB Turizm İstatistikleri Bültenlerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Tablo:5.5. Yıllar İtibari İle Giriş Yollarına Göre Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranı

Yıl	Giriş Yolu									
	Deniz	%	Demir	%	Hava	%	Kara	%	Toplam	%
1983	493078	-	26978	-	564470	-	422031	-	1506557	-
1984	578657	17,36	29129	7,97	738158	30,77	509393	20,70	1855393	23,15
1985	548756	-5,17	49528	70,03	863153	16,93	728780	43,07	2190299	18,05
1986	445922	-18,74	53857	8,74	966424	11,96	931079	27,76	2397284	9,45
1987	575465	29,05	65086	20,85	1419413	46,87	846101	-9,13	2906162	21,23
1988	725502	26,07	68490	5,23	2142975	50,98	1328230	56,98	4265279	46,77
1989	764237	5,34	77155	12,65	2347283	9,53	1327402	-0,06	4516105	5,88
1990	757607	-0,87	145019	87,96	2566084	9,32	1929038	45,32	5397844	19,52
1991	496381	-34,48	117388	-19,05	1748814	-31,85	3190380	65,39	5552878	2,87
1992	711756	43,39	76210	-35,08	3005203	71,84	3310896	3,78	7104145	27,94
1993	782195	9,90	41439	-45,63	3550679	18,15	2150889	-35,04	6525184	-8,15
1994	834568	6,70	61957	49,51	3974543	11,94	1824637	-15,17	6695773	2,61
1995	884272	5,96	52113	-15,89	5179679	30,32	1631325	-10,59	7747409	15,71
1996	921412	4,20	91929	76,40	6159469	18,92	1363968	-16,39	8536878	10,19
1997	954407	3,58	140072	52,37	7040710	14,31	1577321	15,64	9712580	13,77
1998	1111184	16,43	114216	-18,46	6705399	-4,76	1821898	15,51	9752697	0,41

Kaynak: Tablo-5.4'ten Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Tablo:5.6 ve 5.7'de son 16 yılda Türkiye'ye gelen turist sayılarının, en çok kullanılan giriş kapılarının bağlı olduğu illere göre dağılımı verilmiştir. Tablo:5.6'ya göre, en fazla turist girişi, İstanbul, Edirne ve Antalya illerinden olduğu gözükmektedir. Giderek hava yolu ile ulaşımın daha yaygınlaşması nedeniyle de Antalya girişleri artarken, Edirne girişleri azalmaktadır. Tablo:5.7'ye göre ise, bir önceki yıla göre turist girişindeki artış, %472,32 oranla 1984 yılında Ağrı'da gerçekleşmiştir. Bundan sonraki en büyük artış ise, 1988 yılında %105,85 oranla yine aynı ilde görülmektedir.

Tablo:5.6. Yıllar İtibari İle Giriş Kapılarının Bağlı Olduğu İllere Göre Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Toplam İçindeki % Payları

İl	1983	%	1984	%	1985	%	1986	%
Ağrı	19880	1,32	113790	6,13	231900	10,59	78523	3,28
Ankara	38430	2,55	36050	1,94	44410	2,03	45426	1,89
Antalya	29514	1,96	48846	2,63	70678	3,23	101772	4,25
Aydın	136282	9,05	218504	11,78	212032	9,68	156024	6,51
Edirne	259700	17,24	235426	12,69	384027	17,53	734489	30,64
Hatay	76611	5,09	98631	5,32	89702	4,10	87296	3,64
İçel	83211	5,52	70191	3,78	34445	1,57	23301	0,97
İstanbul	554092	36,78	686306	36,99	720727	32,91	712074	29,70
İzmir	119470	7,93	142062	7,66	179813	8,21	177271	7,39
Muğla	55751	3,70	69726	3,76	99156	4,53	137853	5,75
Diğer	133616	8,87	135805	7,32	123327	5,63	143253	5,98
Toplam	1506557	100,00	1855337	100,00	2190217	100,00	2397282	100,00
İl	1987	%	1988	%	1989	%	1990	%
Ağrı	75545	2,60	155507	3,65	163627	3,62	153429	2,84
Ankara	61428	2,11	75577	1,77	83197	1,84	83002	1,54
Antalya	216903	7,46	381338	8,94	608196	13,47	826491	15,31
Aydın	206807	7,12	248364	5,82	255560	5,66	270466	5,01
Edirne	662755	22,81	998737	23,42	916966	20,30	1266630	23,47
Hatay	81887	2,82	93380	2,19	105174	2,33	121497	2,25
İçel	26555	0,91	31355	0,74	38571	0,85	19278	0,36
İstanbul	873564	30,06	1174318	27,53	1146373	25,38	1121931	20,79
İzmir	330379	11,37	515942	12,10	504747	11,18	523216	9,69
Muğla	207550	7,14	357847	8,39	387912	8,59	407973	7,56
Diğer	162692	5,60	232832	5,46	305754	6,77	603835	11,19
Toplam	2906065	100,00	4265197	100,00	4516077	100,00	5397748	100,00

Tablo:5.6. (Devam)

İl	1991	%	1992	%	1993	%	1994	%
Ağrı	179471	3,23	63402	0,89	62520	0,96	103208	1,54
Ankara	62439	1,12	90862	1,28	96624	1,48	98536	1,47
Antalya	625880	11,27	1189291	16,74	1215796	18,63	1198240	17,90
Aydın	127750	2,30	246655	3,47	272631	4,18	273796	4,09
Edirne	2030612	36,57	1814529	25,54	1038521	15,92	837026	12,50
Hatay	117037	2,11	141134	1,99	134591	2,06	138279	2,07
İçel	18062	0,33	17826	0,25	17937	0,27	22709	0,34
İstanbul	658860	11,87	1078904	15,19	1548022	23,72	1932417	28,86
İzmir	284754	5,13	408448	5,75	391800	6,00	402305	6,01
Muğla	356581	6,42	576185	8,11	652771	10,00	714250	10,67
Diğer	1091517	19,66	1476829	20,79	1093989	16,77	974939	14,56
Toplam	5552963	100,00	7104065	100,00	6525202	100,00	6695705	100,00
İl	1995	%	1996	%	1997	%	1998	%
Ağrı	158868	2,05	163069	1,91	119203	1,23	123959	1,27
Ankara	114123	1,47	127721	1,50	151045	1,56	156504	1,60
Antalya	1933477	24,96	2541117	29,77	2901816	29,88	2609150	26,75
Aydın	274239	3,54	300870	3,52	362359	3,73	396585	4,07
Edirne	633960	8,18	579488	6,79	775631	7,99	872549	8,95
Hatay	128052	1,65	115826	1,36	115956	1,19	115090	1,18
İçel	23242	0,30	22028	0,26	25395	0,26	28892	0,30
İstanbul	2007384	25,91	2437682	28,56	2502728	25,77	2356876	24,17
İzmir	536611	6,93	466405	5,46	611281	6,29	564893	5,79
Muğla	1006121	12,99	987020	11,56	1257061	12,94	1546680	15,86
Diğer	931312	12,02	795552	9,32	890035	9,16	981519	10,06
Toplam	7747389	100,00	8536778	100,00	9712510	100,00	9752697	100,00

Kaynak: DİE Yıllıkları, DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergileri ve TB Turizm İstatistikleri Dergilerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Tablo:5.7. Yıllar İtbari İle Giriş Kapılarının Bağlı Olduğu İllere Göre Gelen Yabancı Turist Sayısının Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranı

İl	1984/83	1985/84	1986/85	1987/86	1988/87	1989/88	1990/89	1991/90
	%	%	%	%	%	%	%	%
Ağrı	472,38	103,80	-66,14	-3,79	105,85	5,22	-6,23	16,97
Ankara	-6,19	23,19	2,29	35,23	23,03	10,08	-0,23	-24,77
Antalya	65,50	44,70	43,99	113,13	75,81	59,49	35,89	-24,27
Aydın	60,33	-2,96	-26,41	32,55	20,09	2,90	5,833	-52,77
Edirne	-9,35	63,12	91,26	-9,77	50,69	-8,19	38,13	60,32
Hatay	28,74	-9,05	-2,68	-6,20	14,04	12,63	15,52	-3,67
İçel	-15,65	-50,93	-32,35	13,97	18,08	23,01	-50	-6,31
İstanbul	23,86	5,02	-1,20	22,68	34,43	-2,38	-2,13	-41,27
İzmir	18,91	26,57	-1,41	86,37	56,17	-2,17	3,659	-45,58
Muğla	25,07	42,21	39,03	50,56	72,41	8,40	5,172	-12,60
Diğer	1,64	-9,19	16,16	13,57	43,11	31,32	97,49	80,76



Tablo:5.7. (Devam)

İl	1992/91 %	1993/92 %	1994/93 %	1995/94 %	1996/95 %	1997/96 %	1998/97 %
Ağrı	-64,67	-1,39	65,08	53,93	2,64	-26,90	3,99
Ankara	45,52	6,34	1,98	15,82	11,92	18,26	3,61
Antalya	90,02	2,23	-1,44	61,36	31,43	14,19	-10,09
Aydın	93,08	10,53	0,43	0,16	9,71	20,44	9,45
Edirne	-10,64	-42,77	-19,40	-24,26	-8,59	33,85	12,50
Hatay	20,59	-4,64	2,74	-7,40	-9,55	0,11	-0,75
İçel	-1,31	0,62	26,60	2,35	-5,22	15,29	13,77
İstanbul	63,75	43,48	24,83	3,88	21,44	2,67	-5,83
İzmir	43,44	-4,08	2,68	33,38	-13,08	31,06	-7,59
Muğla	61,59	13,29	9,42	40,86	-1,90	27,36	23,04
Diğer	35,30	-25,92	-10,88	-4,47	-14,58	11,88	10,28

Kaynak: Tablo-5.6'dan Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Türkiye'de de planlı kalkınma döneminin başladığı 1963 yılından bugüne kadar geçen süre içinde turizmde gerek niceliksel gerekse nitelik açısından küçümsenmeyecek bir gelişmenin olduğu söylenebilir. Aşağıda bu gelişmelerle ilgili kısaca bilgi verilmiştir.

#### 5.5.1. Planlı Dönemden Bugüne Turizm Sektöründeki Gelişmeler

1963-1980 dönemi, turizmle ilgili temel kadroların ve kurumların oluştuğu, bilgi birikiminin sağlandığı, turizmle ilgili mevzuatta gerekli düzenlemelerin yapıldığı bir dönem olarak ifade edilebilir. Tablo:5.8 ve 5.9'dan da görüleceği gibi söz konusu bu dönemde Türkiye'nin turizm yatırımlarının yaklaşık 331 milyar TL'den 1.5 trilyon TL'ye, yatak sayısının da 56044'e ulaştığı görülmektedir. Yine Tablo:5.10 ve 5.11'te de ifade edildiği gibi söz konusu bu dönemde Türkiye'ye gelen toplam yabancı sayısının 198841'den 1288060'a, turizm gelirlerinin de 7.7 milyon dolardan 326.7 milyon dolara çıktığı görülmektedir.

Tablo:5.8. Yıllar İtibari İle Türkiye'nin Turizm Yatırım Değerleri ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları (1994 Fiyatlarıyla Milyar TL)

Yıl	Turizm Yatırımı	%	Yıl	Turizm Yatırımı	%
1963	330,9169	-	1981	1608,841	4,22
1964	408,9634	23,58	1982	1622,435	0,84
1965	536,7726	31,25	1983	1939,043	19,51
1966	629,8474	17,34	1984	3153,358	62,62
1967	610,0495	-3,14	1985	4791,773	51,96
1968	1276,858	109,30	1986	10220,37	113,29
1969	1235,214	-3,26	1987	12784,67	25,09
1970	1362,973	10,34	1988	16921,82	32,36
1971	1354,227	-0,64	1989	20117,34	18,88
1972	1132,448	-16,38	1990	22957,99	14,12
1973	1579,711	39,50	1991	23278,22	1,39
1974	1173,104	-25,74	1992	20245,46	-13,03
1975	1271,736	8,41	1993	13725,1	-32,21
1976	1565,614	23,11	1994	21135	53,99
1977	2408,283	53,82	1995	24029,67	13,70
1978	2083,716	-13,48	1996	24661,21	2,63
1979	1964,549	-5,72	1997	28452,38	15,37
1980	1543,638	-21,43	1998	69709,58	145,00

Kaynak: DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergilerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Tablo:5.9. Yıllar İtibari İle Türkiye'nin Turizm İşletmesi Belgeli Konaklama Tesislerindeki Yatak Sayıları ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları

Yıl	Yatak Sayısı	%	Yıl	Yatak Sayısı	%
1974	40895	-	1987	106214	15,29
1975	44957	9,93	1988	122306	15,15
1976	47307	5,23	1989	146086	19,44
1977	50379	6,49	1990	173227	18,58
1978	52385	3,98	1991	200675	15,85
1979	53956	3,00	1992	219940	9,60
1980	56044	3,87	1993	235238	6,96
1981	58242	3,92	1994	265136	12,71
1982	62372	7,09	1995	286463	8,04
1983	65934	5,71	1996	286463	0,00
1984	68266	3,54	1997	257827	-10,00
1985	85995	25,97	1998	201679	-21,78
1986	92129	7,13			

Kaynak: DIE Yıllıkları, DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergileri ve TB Turizm İstatistikleri Dergilerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Tablo:5.10. Yıllar İtibariyle Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayıları ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları

Yıl	Turist Sayısı	%	Yıl	Turist Sayısı	%
1963	198841	-	1981	1405311	9,1
1964	229347	15,3	1982	1391717	-1,0
1965	361758	57,7	1983	1506557	8,3
1966	440534	21,8	1984	1855337	23,2
1967	574055	30,3	1985	2190217	18,0
1968	602996	5,0	1986	2397282	9,5
1969	694229	15,1	1987	2906065	21,2
1970	724784	4,4	1988	4265197	46,8
1971	926019	27,8	1989	4516077	5,9
1972	1034955	11,8	1990	5397748	19,5
1973	1341527	29,6	1991	5552963	2,9
1974	1110298	-17,2	1992	7104065	27,9
1975	1540904	38,8	1993	6525202	-8,1
1976	1675846	8,8	1994	6695705	2,6
1977	1661416	-0,9	1995	7747389	15,7
1978	1644177	-1,0	1996	8536778	10,2
1979	1523658	-7,3	1997	9712510	13,8
1980	1288060	-15,5	1998	9752697	0,4

Kaynak: DİE Yıllıkları, DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergileri ve TB Turizm İstatistikleri Dergilerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Tablo:5.11. Yıllar İtibariyle Türkiye'nin Turizm Gelirleri ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları

Yıl	Turizm Geliri (Milyon \$)	%	Yıl	Turizm Geliri (Milyon \$)	%
1963	7,7	-	1981	381,3	16,72
1964	8,3	8,59	1982	370,3	-2,87
1965	13,8	65,42	1983	411,1	11,01
1966	12,1	-11,80	1984	840,0	104,34
1967	13,2	8,94	1985	1482,0	76,43
1968	24,1	82,18	1986	1215,0	-18,02
1969	36,6	51,87	1987	1721,1	41,66
1970	51,6	41,08	1988	2355,3	36,85
1971	62,9	21,82	1989	2556,5	8,54
1972	103,7	65,03	1990	3225,0	26,15
1973	171,5	65,31	1991	2654,0	-17,71
1974	193,7	12,95	1992	3639,0	37,11
1975	200,9	3,71	1993	3959,0	8,79
1976	180,5	-10,16	1994	4321,0	9,14
1977	204,9	13,53	1995	4957,0	14,72
1978	230,4	12,46	1996	5962,1	20,28
1979	280,7	21,84	1997	8088,5	35,67
1980	326,7	16,36	1998	7808,9	-3,46

Kaynak: DİE Yıllıkları ve DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergilerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.



Hazırlık dönemi olarak nitelendirilebilecek olan bu dönemin, özellikle son yılları, 1980 sonrası gelişmeyi etkileyen ve hızlandıran faktörler bakımından önem taşımaktadır. Söz konusu faktörler arasında<sup>262</sup>,

- Ekonomi politikalarında turizm sektörünün öncelikli olarak yer alması,
- 24 Ocak kararları ile sistemin libere edilmesi ve Türk Parasını Koruma Kanunu'ndaki değişiklikler, dövizle fiyat belirleyebilme, yabancı şirketlerle işlemlerde ödeme kolaylıkları,
- Türk parasının yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi nedeniyle oluşan turistik tüketici rantının ülkemize seyahatleri cazip hale getirmesi,
- Sağlanan rantın yabancı tur operatörleri tarafından turiste yansıtılmayıp, bünyede tutulması sonucu Türkiye turlarının kar marjının artması sayılabilir.

1980 sonrası dönemde turizm hareketlerinin trendine bakıldığında, sektörün bazı yıllar olumsuz etkiler altında kaldığı ve gelişmesinde belirgin bir yavaşlamanın olduğu görülmekle birlikte, genel olarak hızlı bir ilerleme içinde bulunduğu söylenebilir. Geçmişte güneş-deniz-kum üçlüsünden ibaret sayılan ve basit bir hizmet sektörü olarak kabul edilen turizm, bugün, insan-doğa-kültür bütünleşmesi olarak değerlendirilmekte ve ekonominin gelişmesine sağladığı katkının büyüklüğü nedeniyle stratejik önemi olan bir sektör olarak kabul edilmektedir.

Büyük bir turizm potansiyeline sahip olan Türkiye'de 1980-1998 dönemindeki gelişmelere bakıldığında; gelen yabancı sayısının 1288060'tan 9752697'ye, turizm gelirlerinin 326.7 milyon dolardan yaklaşık 7.809 milyar dolara, turizm işletmesi belgeli tesis sayısının 510'dan 1973'e çıktığı görülmektedir.

1980 sonrası dönem, turizm endüstrisinde genel yapı değişikliğine paralel olarak seyahat acentalarının da hızla geliştiği yıllardır. 1980'de 290 olan seyahat acentalarının sayısı 1994 yılında 1994'e çıkmış, acentaların önemli bir kısmı 1985'ten sonra kurulmuştur. Ancak turizm sektöründeki hızlı gelişmeye

<sup>262</sup> Hüseyin A. Egeli. "Türk Turizminin Gelişimini Etkileyen Faktörler ve Diğer Sektörlerle İlişkisi", D. E. Ü. İ. İ. B. F. Dergisi, Cilt:12, Sayı:2, 1997, s. 111-112.

karşın, bu dönemde turizm alt yapı faaliyetlerinin üst yapı faaliyetlerinden geride kalması sektörün en önemli sorunu olmuştur<sup>263</sup>.

Turizmin Türkiye ekonomisindeki yeri ve öneminin incelenmesi sırasında göz önünde bulundurulması gereken önemli bir nokta, turizm gelirlerinin GSMH içindeki payı olmaktadır. Türkiye'de GSMH, dış turizm gelirleri ve dış turizm gelirlerinin GSMH içindeki payı Tablo:5.12'de gösterilmektedir. Tablodan da izlenebileceği gibi, turizm sektörünün GSMH içindeki payı oldukça düşüktür. Ancak iç turizm harcamaları ve turizm yatırımları da dikkate alındığı takdirde, turizmin Türkiye ekonomisinde önemsenmesi gereken bir sektör olduğu ortaya çıkmaktadır<sup>264</sup>. Yukarıdaki açıklamalarımızın ışığında, iç turizm gelirlerinin GSMH'ya oranının, dış turizm gelirlerinin GSMH'ya oranının yaklaşık üç katı olduğunun kabulü ile 1998 yılında Türkiye'de turizm sektörünün GSMH içindeki payının, toplam olarak yaklaşık %11 seviyesinde gerçekleştiğini söyleyebiliriz. 1998 yılında dış turizm gelirimizin GSMH'ya oranı %3.8 dolaylarında gerçekleşmiştir. Bu rakamı 3 ile çarptığımız zaman yukarıda elde ettiğimiz yaklaşık %11 oranını, tüm turizm sektörünü kapsayacak şekilde bulmuş oluruz.

Tablo:5.12'de Türkiye'nin dış turizm gelirlerinin GSMH içindeki payının, 1963-1998 yılları arasını kapsayacak şekilde verilmiştir. Tablodan da izleneceği gibi, bu oranlar sürekli artış trendindedir.

Bu oran 1984 yılına kadar %1' aşamamıştır. Bu nedenle, turizm sektörünün Türkiye ekonomisi içindeki gelir sağlama etkisi de sınırlı kalmıştır. 1980 öncesinde ise bu oran yaklaşık olarak %0.6 seviyesinde seyretmiştir. Oysa 1984 yılından sonra bazı dalgalanmalar hariç bu oran, sürekli bir artış trendi ile 1998 yılında %3.8 seviyesine ulaşmıştır. 1997 yılında ise en yüksek seviyesi olan %4.2 düzeyinde gerçekleşmiştir.

Önceki yıllara göre önemli bir artış oranı (%3.3) da 1994 yılında gerçekleşmiştir. Bunda, bir önceki yıla göre önemli bir GSMH düşüşünün (5 Nisan Krizi nedeniyle) ve turizm sektörünün bu krizden etkilenmeyip gelirini, bir önceki yıla göre %8.3 artırması büyük rol oynamıştır<sup>265</sup>.

<sup>263</sup> Egeli, s. 112.

<sup>264</sup> Barutçugil, s. 52-53.

<sup>265</sup> Hasan Olalı ve A. Timur, *Turizmin Türk Ekonomisindeki Yeri*, İzmir: Ofis Ticaret Matbaacılık, 1986, s. 60-61.

Turizm sektörü gelirlerinin GSMH'ya oranı, Türkiye'de yaklaşık %3-4'ler seviyesindedir. Buna karşılık, turizm sektörü gelişmiş Akdeniz ülkelerinde (İspanya, İtalya ve Fransa gibi) bu oran, ortalama %4.5-5 seviyesindedir. Ülkemizde de aynı seviye yakalandığı takdirde, daha fazla turizm geliri sağlanması mümkündür. Türkiye'de turizm gelirlerinin GSMH içindeki payının genelde düşük oluşu, Türkiye'nin sahip olduğu turizm potansiyelinden yeterince yararlanamadığını göstermektedir.

Türk turizminin 1980 sonrası dönemindeki gelişmesinde etkili olan faktörler arasında; sektöre uygulanan teşvik politikaları, turizm bilincinin yerleşmesi, turizme daha fazla kaynak ayrılması, yatırımcıların turizme giderek daha büyük ilgi göstermeleri, yabancı sermaye kanunundaki değişiklikler sonucu özel sektörün yabancı sermaye ile ortak yatırıma gitme çabaları, yöresel gelişim projelerinin uygulanması, uluslararası entegrasyonlarda Türkiye'nin sesini duyurması sayılabilir. Bu ve benzeri faktörlerin etkisi ile ortaya çıkan gelişme yıllar itibariyle analiz edildiğinde, farklı dönemlerde farklı faktörlerin ön plana çıktığı görülmektedir.

Tablo:5.12. Yıllar İtibariyle Türkiye'nin Turizm Gelirinin GSMH İçindeki Oranı

Yıl	Turizm Geliri (Milyon \$)	GSMH (Miyon \$)	Turizm G/GSMH (%)	Yıl	Turizm Geliri (Milyon \$)	GSMH (Miyon \$)	Turizm G/GSMH (%)
1963	7,7	7422,4	0,1	1981	381,3	46087,2	0,8
1964	8,3	7923,6	0,1	1982	370,3	52853,0	0,7
1965	13,8	8525,1	0,2	1983	411,1	50153,5	0,8
1966	12,1	10157,7	0,1	1984	840,0	48986,5	1,7
1967	13,2	11275,6	0,1	1985	1482,0	52597,6	2,8
1968	24,1	12499,3	0,2	1986	1215,0	57820,7	2,1
1969	36,6	13877,0	0,3	1987	1721,1	87142,2	2,0
1970	51,6	9951,3	0,5	1988	2355,3	91640,6	2,6
1971	62,9	12969,9	0,5	1989	2556,5	109017,5	2,3
1972	103,7	17200,7	0,6	1990	3225,0	150060,7	2,1
1973	171,5	22130,7	0,8	1991	2654,0	147367,5	1,8
1974	193,7	30507,0	0,6	1992	3639,0	153627,5	2,4
1975	200,9	37598,0	0,5	1993	3959,0	178714,7	2,2
1976	180,5	41283,5	0,4	1994	4321,0	132825,9	3,3
1977	204,9	49177,1	0,4	1995	4957,0	165519,4	3,0
1978	230,4	53690,7	0,4	1996	5962,1	183577,0	3,2
1979	280,7	52962,2	0,5	1997	8088,5	194305,0	4,2
1980	326,7	57198,3	0,6	1998	7808,9	204611,0	3,8

Kaynak: DİE Yıllıkları, DPT Temel Ekonomik Göstergeler Dergileri ve TB Turizm İstatistikleri Dergilerinden Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

### 5.5.1.1. 1980-1986 Dönemi

Turizm sektörü için gelişme dönemi olarak adlandırılabilir bu dönemde, 24 Ocak İstikrar Tedbirleri ile uygulamaya başlanan dışa açık büyüme modelinde, Türk turizminin arz kapasitesinin artırılması amacı ile uygulanan teşvik ve kredi politikalarının etkisi, bu dönemdeki kamu arazisi tahsisleri, diğer sektörlerde görülen dar boğazlar nedeniyle girişimcilerin ilgisini turizm sektörüne çekmiş, henüz düşük olan arsa fiyatları ve işçi ücretleri sektörel yatırımların artmasına yol açmıştır<sup>266</sup>.

Diğer taraftan, değişen eğilimler ve tercihler içindeki turistlerin klasik turizm ülkeleri yerine, özellikle Avrupa'da moda olan Türkiye'ye seyahatleri tercih etmeleri, az bozulmaya uğramış veya henüz kirlenmemiş doğanın cazibesi, Türkiye'nin yeni bir turizm merkezi olarak acentaların programlarına alınıp pazarlanması, farklı bir kültüre sahip Türkiye'nin yabancı turistlerin dikkatini çekmesi, sağlanan huzur ortamı, alt yapı hizmetlerine ağırlık verilmesi, doluluk oranlarının ve turizmde sağlanan karların artmasına neden olmuştur. Özellikle 1983-1985 dönemi Türk turizminin en sorunsuz ve parlak dönemini ifade etmektedir. Tablo:5.13'te söz konusu yıllarda gelen yabancı sayısında sırasıyla %8.3, %23.2 ve %18.0 oranında, turizm gelirinde de %11.01, %104.34 ve %76.43 oranında artış olduğu görülmektedir.

Tablo:5.13. 1980-86 Yıllarına Ait Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı - Turizm Gelirleri ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları

Yıl	Gelen Yabancı Turist Sayısı	%	Yıl	Turizm Geliri (Milyon \$)	%
1980	1288060	-15,5	1980	326,7	16,36
1981	1405311	9,1	1981	381,3	16,72
1982	1391717	-1,0	1982	370,3	-2,87
1983	1506557	8,3	1983	411,1	11,01
1984	1855337	23,2	1984	840,0	104,34
1985	2190217	18,0	1985	1482,0	76,43
1986	2397282	9,5	1986	1215,0	-18,02

Kaynak: Tablo-5.10 ve 5.11'den Alınmıştır.

<sup>266</sup> Ege||, s. 114.

Ancak 1986 yılında yaşanan bazı olumsuzluklar gelecek dönemlerle ilgili ilk tehlike sinyallerini de vermiştir. Bu tarihte bazı işletmelerin çifte rezervasyon yapmasının olumsuz etkileri, iç turizmde döviz fiyatı uygulaması, dıştan kaynaklanan Çernobil faciası ve Avrupa'daki terör hareketleri, turist giriş hızının belirli bir oranda azalmasına, turizm gelirlerinin ise bir önceki yıla göre daha düşük gerçekleşmesine neden olmuştur. Buna göre adı geçen yılda gelen turist sayısında %9.5'lik bir artış sağlanmasına rağmen turizm gelirinde %18.02 oranında bir düşüş gözlenmiştir.

#### 5.5.1.2. 1987-1991 Dönemi

Turizmdeki gelişme ile birlikte turistik yörelerdeki arazi fiyatlarının artışı, kredilerin geri ödeme döneminin gelmesi, yöre halkının turizmden daha fazla pay almak istemesi, mevcut alt yapının yetersiz kalması, personal eksikliği ve taşıma sorunları yanında dış ülkelerden kaynaklanan ve Türkiye'nin kontrol edemediği olumsuz faktörler, turizmin giderek ağırlaşan sorunlarla karşılaşmasına neden olmuştur. Bu yüzden 1987-1991 dönemi turizmin duraklama dönemi olarak adlandırılabilir.

Söz konusu dönemde Türk turizmini olumsuz etkileyen dış ve iç etkenleri şu şekilde sıralayabiliriz<sup>267</sup>.

##### Dış Etkenler

- Türkiye'ye turist yollayan ülkelerin iç dinamiğinden kaynaklanan ekonomik ve politik olumsuz etkiler,
- Dünya konjonktüründe zaman zaman görülen olumsuz gelişmelerin yarattığı durgunluğun uluslararası turizm talebini olumsuz etkilemesi,
- Dış ülkelere has olayların Türk turizm talebini olumsuz etkilemesi (ABD Libya sürtüşmesi, Irak'ın Kuveyt'i işgali),
- Rakip ülkelerin anti propogandalarının talep üzerindeki etkileri,
- Yabancı ülkelerdeki gerçek ve potansiyel turistlerin davranışlarındaki değişimler.

---

<sup>267</sup> Egeli, s. 114-115.

## İç Etkenler

- Artan yatırımlara paralel olarak turizmle ilgili pesonel eğitiminde kalite ve kantite bakımından bu gelişmeye ayak uydurulamaması,

- Turizm sektöründe alternatif fiyat politikası ve kademeli fiyat politikasının etkin olarak uygulanamaması nedeniyle münferit turistler için fiyatların yüksek tutulması, gruplara uygulanan fiyatlarda aynı özelliklere sahip işletmelerin rekabet güçleri farklı olduğundan ortaya çıkan olumsuzluklar sonucu haksız rekabet ortamının doğması,

- Gereğinden fazla bürokrasi işlemleri,

- Turizm politikalarındaki istikrarsızlıklar sonucu; uygulamada, kredi ve teşvik politikalarında sık sık yapılan değişiklikler,

- Çevre sorunları, çarpık yapılaşmanın olumsuz etkileri.

Bütün bu faktörlere rağmen 1987-1990 yılları arasında gelen yabancı sayısı ve turizm gelirlerinin artış hızı pozitif olmuştur. Tablo:5.14'ten de görüleceği gibi, 1989 yılı hariç tutulursa diğer yıllarda, özellikle yaz aylarında talepte meydana gelen canlanma nedeniyle, yabancı girişleri sırasıyla %21.2, %46.8 ve %19.5, turizm gelirleri ise %41.66, %36.85 ve %26.15 oranında artış göstermiştir.

Tablo:5.14. 1987-91 Yıllarına Ait Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı - Turizm Gelirleri ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları

Yıl	Gelen Yabancı Turist Sayısı	%	Yıl	Turizm Geliri (Milyon \$)	%
1987	2906065	21,2	1987	1721,1	41,66
1988	4265197	46,8	1988	2355,3	36,85
1989	4516077	5,9	1989	2556,5	8,54
1990	5397748	19,5	1990	3225,0	26,15
1991	5552963	2,9	1991	2654,0	-17,71

Kaynak: Tablo-5.10 ve 5.11'den Alınmıştır.

1991 yılı ise, Türk turizminin çok olumsuz şartlarda turizm sezonunu karşıladığı bir yıl olmuştur. Körfez savaşı Şubat 1991'de bitmesine rağmen, Türkiye'nin konumu nedeniyle turizm sektörü yapılan strateji hatalarının da bir



sonucu olarak savaştan olumsuz etkilenmiştir. 1 Nisan 1991 tarihinde başlatılan Avrupa Tanıtma Kampanyası etkili olmamış, yabancı seyahat acentalarının sektörde hakimiyet kurma çabaları yoğunlaşmış, yatay ve dikey entegrasyonlarla belli ölçüde amacına ulaşmıştır<sup>268</sup>. Yılın ikinci yarısında talepte görülen canlanmaya karşın, düşük fiyat uygulamaları nedeniyle gelirlerde aynı paralelde artış sağlanamamıştır. 1991 yılında gelen yabancı sayısı bir önceki yıla göre %2.9 oranında artarken, turizm gelirleri %17.71'lik bir azalma göstermiştir. Özellikle bu yılın ikinci döneminde panik havası içinde verilen fiyatlar, daha sonraki birkaç yılı da bağlayan, sektörün geleceğini ipotek altına alan bir etki yaratmış ve sektörün olumsuz şartlar ortadan kalksa dahi pazarlık gücünü önemli ölçüde kaybetmesine neden olmuştur.

#### 5.5.1.3. 1992-1998 Dönemi

1992 turizm sezonu ise bir önceki dönemin tüm olumsuzluklarına rağmen, son yılların en iyi sezonu olarak geçirilmiştir. Tablo:5.15'te de görüldüğü gibi, 1991 yılında 5552963 olan gelen yabancı sayısı 1992'de 7104065'e çıkarak %27.9 artmış, turizm gelirleri de 2.654 milyar dolardan 3.639 milyar dolara ulaşarak %37.11 oranında yükselmiştir. Söz konusu yıllar içinde turizm giderleri de 592 milyon dolardan 776 milyon dolara ulaşarak %31.3 oranında artmıştır.

Tablo:5.15. 1992-98 Yıllarına Ait Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı - Turizm Gelirleri ve Bir Önceki Yıla Göre % Değişim Oranları

Yıl	Gelen Yabancı Turist Sayısı	%	Yıl	Turizm Geliri (Milyon \$)	%
1992	7104065	27,9	1992	3639,0	37,11
1993	6525202	-8,1	1993	3959,0	8,79
1994	6695705	2,6	1994	4321,0	9,14
1995	7747389	15,7	1995	4957,0	14,72
1996	8536778	10,2	1996	5962,1	20,28
1997	9712510	13,8	1997	8088,5	35,67
1998	9752697	0,4	1998	7808,9	-3,46

Kaynak: Tablo-5.10 ve 5.11'den Alınmıştır.

<sup>268</sup> Egeli, s. 115-116.

1993 ve 1994 yılları Türk turizmi açısından oldukça kötü geçmiştir. Anarşi ortamı, Güneydoğu sorunu, Avrupa turizminin son yıllarda dünya turizm piyasasındaki payının düşmesi, A.T. kredilerinin ve teşviklerinin üye ülkeler nezdinde desteklenmesi, A.T.'da tek pazara geçiş, rakip ülkelerin anti-propogandaları, dolardaki artışın üzerinde enflasyon artışları, yüksek kredi faizleri nedeniyle turizm sektöründe kaynak kullanma maliyetinin artması, kamu kesiminde yaşanan mali sorunlar ve bu kesimin borçlanma gereğinin yüksek düzeyde seyretmesinin özel kesimin turizm sektöründe kullanabileceği fonların hacmini daraltması, hızla gelişen üst yapıya uygun alt yapının oluşturulamamasından dolayı sunulan turistik hizmetlerin niteliğinin düşmesi gibi nedenler yüzünden gelen yabancı sayısı 1993 yılında %8.1 azalmış, 1994'te ise sadece %2.6'lık bir artış göstermiştir. Aynı yıllarda turizm gelirleri ise %8.79 ve %9.14 oranında artış göstermiştir. Diğer taraftan turizm giderleri 1994 yılında 1993 yılına göre %7.3 azalarak 934 milyon dolardan 866 milyon dolara düşmüştür. 1995-97 yılları arasında ise turizm sektörü 1993 ve 1994 yıllarına göre olumlu göstergelere sahne olmuş, gelen yabancı sayısında sırasıyla %15.7, %10.2 ve %13.8, turizm gelirlerinde ise %14.72, %20.28 ve 35.67'lik artışlar gerçekleşmiştir. 1998 yılı ise bu son üç yılın tersine olumsuz bir yıl olmuş, gelen turist sayısında %0.4 gibi oldukça düşük bir artış yaşanırken turizm gelirinde %3.46'lık bir düşüş gerçekleşmiştir.

#### **5.6. Turizm Açısından Türkiye İle Diğer Ülkelerin Karşılaştırılması**

İkinci Dünya Savaşından sonra uluslararası turizm hareketleri sürekli olarak bir artış eğilimi göstermiştir. Bu artışta, ülkelerin refah seviyelerinin yükselmesi, dolayısıyla da turizme ayrılan kaynakların artırılması ve ülke halkları arasındaki yakınlaşma en önemli etkenlerdir.

Genellikle gelişmiş ülkelere göre gelişmekte olan ülkelere doğru olan uluslararası turizm hareketinden, 1983 yılından itibaren Türkiye de, yeterli düzeyde olmasa da, belirli bir pay almaya başlamıştır. Söz konusu bu yıldan itibaren Türkiye'de uluslararası turist girişi ve turizm geliri artışının nedeni; ülkedeki mevcut istikrarlı ortam ve turizmin öneminin anlaşılması ve buna paralel olarak gerçekleştirilen çalışmalardır. Bu durum da göstermektedir ki,



turizm, dünyada ortaya çıkan ekonomik ve siyasal olumsuzluklardan en çabuk etkilenen sektörlerden birisidir.

Orta sınıflar geliştikçe sürekli olarak büyüyen turizm sektörüne dünyada "Mavi Altın" denmektedir. 20. yüzyılın başından bu tarafa yapılan çalışmalarda, turist sayısı ve harcamalarının sürekli bir artış eğilimi göstermesinden hareket eden WTO(Dünya Turizm Örgütü), uluslararası turizm hareketlerinde, 2000 yılına kadar her yıl %4 civarında bir artış olacağını tahmin etmiştir. 1996 yılında 592 milyon kişi turistik seyahat yapmış, bu sayının 2000 yılında 702 milyona, 2010 yılında 1 milyara, 2020'de ise 1 milyar 600 milyona çıkacağı tahmin edilmektedir. Bu da sürekli olarak her yıl %4 büyümeye karşılık gelmektedir<sup>269</sup>.

Uluslararası turizm hareketleri yılda ortalama olarak 1950-59 döneminde %11.7, 1960-69 yılları arasında %8.3, 1970-79 yılları arasında %6.1, 1980-89 döneminde ise %3.9 oranında artışı gözlenmektedir<sup>270</sup>. 1990-96 yılları arasında ise uluslararası turizm hareketlerinde %4'lük bir artış olmuştur. Uluslararası turizm hareketlerinin bu seyrine rağmen, Türkiye'nin dış turizm geliri, milli gelir içinde %3-4 oranında bir pay almaktadır. Buna karşılık Akdeniz ülkelerinde bu rakam ortalama %4.5-5 oranındadır. Bu da Türkiye'nin aynı seviyeyi yakalaması halinde turizmden 4 milyar dolara yakın ilave gelir sağlayacağı anlamına gelmektedir.

Dünyadaki uluslararası toplam turizm geliri 1996 yılında 425 milyar dolar olarak gerçekleşmiştir. Turizm gelirlerinin dünyadaki bölgesel dağılımında birinci sırada Avrupa gelmektedir. Bundan sonra Amerika, Doğu Asya ve Pasifik, Afrika, Orta Doğu ve Güney Asya gelmektedir<sup>271</sup>.

Dünya turizminin günümüzdeki bazı temel özellikleri ana hatlarıyla aşağıdaki gibi belirlenebilir<sup>272</sup>:

Dünya turizminde 1980'li yılların başında görülen bir duraklamadan sonra yeniden bir büyüme sürecine girdiği gözlenmektedir. Zaman zaman yaşanan

<sup>269</sup> Executive Summary, Tourism 2020 Vision, A New Forecast From The World Tourism Organization, Madrid: 1996, s. 3-4.

<sup>270</sup> Erdiñç Tutar. "Dünya Turizmi İçerisinde Türkiye Turizminin Yeri ve Geleceği", Anadolu Üniv. İ.İ.B.F, Dergisi, C:8, 1990, s. 252.

<sup>271</sup> Tourism Highlights, WTO, Madrid: 1996, s. 1.

<sup>272</sup> Barutçugil, s. 16-19.

duraklamalara rağmen turizmin gelişme hızı, hemen hemen her zaman dünya ticaret hacminden daha hızlı bir artış göstermiştir.

Dünyada turist gönderen ülkeler arasındaki ilk on sıra gelişmiş ülkelere aittir. Bunun yanında on-onbeş yıl öncesine kadar turizm pazarında adı bile geçmeyen bazı Ortadoğu ülkeleri ve Japonya, bugün turist gönderen önemli ülkeler olmuşlardır. Böylelikle turizm pazarına yeni ülkeler girmektedir.

Gelişmiş batı ülkelerinde, tüketim kalıpları değişmekte, lüks turizm hareketlerine katılım azalmaktadır. Kişiler genellikle yaşadıkları yere yakın ve sakin yerleşim bölgelerindeki ikinci evlerinde tatil geçirmeyi tercih etmektedirler.

Uzakdoğu, Latin Amerika ve Afrika ülkelerinde uzun mesafeli seyahatler yoğunluk kazanırken, Avrupa turizmi, özellikle kısa mesafeli seyahatlerde ve komşu ülkelere yönelik olarak yoğunlaşmaktadır. ABD'de ise iç turizm büyük önem taşımaktadır.

Dünya turizminin günümüzdeki bir diğer özelliği de alışılmış turizm merkezlerinden uzaklaşma eğilimi göstermesidir.

Türkiye'nin ekonomik ve siyasi açıdan en fazla ilişki içerisinde olduğu ülkeler Avrupa ülkeleridir. Bunun için Avrupa'daki önemli turizm ülkelerinin, buralara gelen turist sayıları ve sağlanan turizm gelirleri bakımından Türkiye ile karşılaştırılmaları faydalıdır. Avrupa'daki en önemli turizm ülkeleri arasında Fransa, İspanya, İtalya, İngiltere, Avusturya, İsviçre, Portekiz, Yunanistan, Hollanda, Belçika ve İrlanda sayılabilir.

Avrupa'daki ülkelere uluslararası turizm hareketlerine katılanların yaklaşık %87'si Avrupadaki başka ülkelere turist olarak gitmektedir. Özellikle de Güney ve Batı Avrupa ülkeleri bu konuda önemli alanlardır. Gelişmiş ülkelerin yoğun olarak bulunduğu Avrupa ve Kuzey Amerika'nın dışındaki bölgeler ise, turist gönderme yönünden pek önemli bir yere sahip değildirler. Dolayısıyla da turizm gelirlerinden daha az bir pay almaktadırlar<sup>273</sup>.

---

<sup>273</sup> İlkin ve Dinçer, s. 11.

Tablo:5.16. 1996 Yılında Belirli Dünya Ülkelerine Gelen Turist Sayıları

Ülkeler	1996 Yılında Gelen Turist Sayısı	1996'da Dünya Genelindeki % Payı	Dünya Genelindeki Sırası
Fransa	61500000	10.4	1
İspanya	41295000	7.0	3
İtalya	32853000	5.5	4
İngiltere	26025000	4.4	5
Macaristan	20670000	3.5	8
Polonya	19420000	3.3	9
Avusturya	17090000	2.9	11
Almanya	15205000	2.6	13
İsviçre	11097000	1.9	16
Portekiz	9900000	1.7	17
Yunanistan	8987000	1.5	18
Türkiye	8600000	1.3	19
Hollanda	6546000	1.1	23
Belçika	5753000	1.0	24
İrlanda	5280000	0.9	25
G. Afrika Cum.	4640000	0.8	27
Tunus	3885000	0.7	31
Mısır	3675000	0.6	33
Çin	22765	3.8	6
Hongkong	11703	2.0	15
Malezya	7742	1.3	20
Tayland	7201	1.2	21
Singapur	6608	1.1	22
Endonezya	4475	0.6	28
ABD	44791	7.5	2
Meksika	21732	3.7	7
Kanada	17345	2.9	10
Arjantin	4286	0.7	29

Kaynak: Tourism Market Trends Europe (1986-1996), WTO, 1997, s.148'den Hareketle Hazırlanmıştır.

1985-89 döneminde Avrupa birliği ülkelerinin turist girişleri 138.2 milyon kişiden 158.6 milyon kişiye yükselmiştir. Ancak aynı dönemde dünya turizmindeki turist girişleri payı %42.33'ten %39.3'e düşmüştür. Bu da Avrupa Birliği ülkelerine gelen turist sayısındaki artış hızının dünya turizmine katılan turistlerin artış hızından küçük olduğu anlamına gelmektedir. Bu durumu telefi etmek için Avrupa Birliği karar organları 1990 yılını Avrupa turizm yılı ilan etmişler ve özellikle de Birlik ülkeleri arasında turizmin canlandırılması için bir takım çalışmalar yapmaya başlamışlardır<sup>274</sup>.

<sup>274</sup> Tutar, s. 251-255.

Tablo:5.17. 1996 Yılında Belirli Dünya Ülkelerinin Turizm Gelirleri

Ülkeler	1996 Yılındaki Turizm Gelirleri(Milyon \$)	1996'da Dünya Genelindeki % Payı	Dünya Genelindeki Sırası
İspanya	28428	6.7	2
Fransa	28241	6.6	3
İtalya	27349	6.4	4
İngiltere	19738	4.6	5
Almanya	15815	3.7	6
Avusturya	15095	3.6	7
İsviçre	8661	2.0	13
Polonya	8400	2.0	15
Hollanda	6256	1.5	17
Türkiye	6000	1.4	18
Belçika	5893	1.4	19
Portekiz	4260	1.0	25
Yunanistan	3660	0.9	28
İrlanda	3003	0.7	35
Macaristan	2215	0.5	-
Mısır	3200	0.8	32
G. Afrika Cum.	1600	0.4	-
Tunus	1430	0.3	-
Hongkong	10836	2.5	8
Çin	10200	2.4	9
Singapur	9410	2.2	10
Tayland	8600	2.0	14
Endonezya	5662	1.3	20
Malezya	4409	1.0	24
ABD	64373	15.1	1
Kanada	8727	2.1	11
Meksika	6898	1.6	16
Arjantin	4572	1.1	23

Kaynak: Tourism Market Trends Europe (1986-1996), WTO, 1997, s.149'dan Hareketle Hazırlanmıştır.

Dünyanın ekonomik yönden en az gelişmiş bölgesi Afrika Kıtasıdır. Doğal olarak bu bölgede her yönü ile alt ve üst yapı gelişmemiştir. Turizm açısından ise, diğer yerlere göre doğal yaşam bozulmamış olması nedeni ile daha çok eko turizme yönelik turizm imkanı vardır. Burada Güney Afrika Cumhuriyeti, Tunus ve Mısır en önemli turizm ülkeleridir.

Tarih boyunca bir çok medeniyete beşiklik eden Asya Kıtası, kültürel ve tarih yönünden çok zengindir. Kendine has dinleri, kültürleri, egzotik yaşam biçimi ve tarih zenginlikleri ile Avrupa ve Amerika'lı turistlerin ilgi gösterdiği bir yerdir. Bu kıtada önemli turizm ülkeleri, Çin, Hongkong, Malezya, Tayland, Singapur ve Endonezya'dır.

Yeni dünya diye anılan Amerika kıtasında, gelişmiş sosyal yaşamı, kozmopolit kültürü, güçlü altyapısı ve geniş coğrafyasının sunmuş olduğu olanaklar nedeniyle ABD ve Kanada turist akınına uğramaktadır. Meksika ve Arjantin ise daha çok eğlence ve deniz turizmi sayesinde turist çekmektedir.

Aşağıda Tablo-5.18'de, yukarıda Tablo-5.16 ve 5.17'de verilen dünya ülkelerinin 1996 yılındaki dünya genelindeki % turist sayıları ve % turizm gelirleri paylarının sıralamaları verilmiştir.

Tablo:5.18. 1996 Yılında Belirli Ülkelerin Gelen Turist Sayıları ve Turizm Gelirlerinin Dünya Genelindeki % Payları ve Sıralamaları

Ülkeler	Turist Sayısı %	Turizm Geliri %	T. Sayısı Sıralaması	T. Geliri Sıralaması	d	d <sup>2</sup>
Fransa	10.4	6.6	1	3	-2	4
ABD	7.5	15.1	2	1	1	1
İspanya	7.0	6.7	3	2	1	1
İtalya	5.5	6.4	4	4	0	0
İngiltere	4.4	4.6	5	5	0	0
Çin	3.8	2.4	6	9	-3	9
Meksika	3.7	1.6	7	15	-8	64
Macaristan	3.5	0.5	8	26	-18	324
Polonya	3.3	2.0	9	13	-4	16
Avusturya	2.9	3.6	10,5	7	3,5	12,25
Kanada	2.9	2.1	10,5	11	-0,5	0,25
Almanya	2.6	3.7	12	6	6	36
Hongkong	2.0	2.5	13	8	5	25
İsviçre	1.9	2.0	14	13	1	1
Portekiz	1.7	1.0	15	21,5	-6,5	42,25
Yunanistan	1.5	0.9	16	23	-7	49
Türkiye	1.3	1.4	17,5	17,5	0	0
Malezya	1.3	1.0	17,5	21,5	-4	16
Tayland	1.2	2.0	19	13	6	36
Hollanda	1.1	1.5	20,5	16	4,5	20,25
Singapur	1.1	2.2	20,5	10	10,5	110,25
Belçika	1.0	1.4	22	17,5	4,5	20,25
İrlanda	0.9	0.7	23	25	-2	4
G. Afrika Cum.	0.8	0.4	24	27	-3	9
Tunus	0.7	0.3	25,5	28	-2,5	6,25
Arjantin	0.7	1.1	25,5	20	5,5	30,25
Mısır	0.6	0.8	27	24	3	9
Endonezya	0.6	1.3	28	19	9	81

Kaynak: Tablo-5.16 ve 5.17'den Faydalanılarak Hazırlanmıştır.

Tablo-5.18'den hareketle söz konusu ülkelerin 1996 yılında dünya genelindeki gelen turist yüzde payları ile turizm gelirleri yüzde payları sıralaması arasındaki Spearman Sıra Korelasyon katsayısı aşağıda hesaplanmıştır.

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} = 1 - \frac{6.927}{28.(28^2 - 1)} = 0.746 \cong 0.75$$

Görüldüğü gibi, ülkelerin dünya genelindeki gelen turist yüzde payları sıralaması ile elde ettikleri turizm geliri yüzde payları sıralaması arasında %75 gibi kuvvetli denebilecek bir ilişki vardır. hesaplanan Spearman Sıra Korelasyon katsayısı için t testi yapılırsa;

$$H_0 = \rho=0$$

$$H_1 = \rho \neq 0$$

$$t_h = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} = 0.746 \sqrt{\frac{28-2}{1-0.5565}} = 5.71$$

$n-2 = 28-2 = 26$  serbestlik derecesi ve  $\alpha=0.05$  için tablodan,

$t_{0.025;26} = 2.056$  değeri elde edilir. Buradan  $t_h = 5.71 > t_{0.025;26} = 2.056$  olduğundan  $H_0$  hipotezi red edilir. Yani hesaplanmış olduğumuz Spearman Sıra Korelasyon katsayısı anlamlıdır. Dolayısıyla Tablo-5.18'deki sıralamalar arasında 0.75'lik bir ilişki vardır.

Yukarıdaki Tablo:5.16 ve 5.17'de 1996 yılında Dünyadaki önemli turizm ülkelerinin gelen turist sayısı, turizm gelirleri, dünya sıralamasındaki yerleri ve dünya turizmindeki payları gösterilmiştir. Buna göre seçilmiş birkaç ülkenin değerlendirilmesi aşağıda verilmiştir.

**Fransa:** Paris gibi çok önemli tarihi ve kültürel zenginlikleri olan bir başkente sahip olan Fransa, turizm açısından Avrupanın en önemli ülkelerinden biri olduğu gibi dünyanın da en önemli ülkelerinden birisidir. Tablo:5.16'ya baktığımızda Fransa, 1996 yılında dünya genelindeki turistlerin %10.4'ünün, bir başka deyişle 61.5 milyon turistin ziyaret ettiği, ve 1985'ten 1996'ya kadar dünya sıralamasında ilk sırayı alan bir ülkedir. Aynı tabloya göre Türkiye 1996

yılı itibari ile 8.6 milyon turistin ziyaret ettiği, yani dünya genelindeki turistlerin %1.3'ünü ağırlayan ve 19. sırada yer alan bir ülkedir.

Tablo:5.17'ye göre ise Fransa, 1996 yılında dünya genelindeki turizm gelirlerinin %6.6'sını bir başka deyişle 28241 milyon dolar kazanmış ve dünya sıralamasında 3. sırada yer almıştır. Aynı yılda Türkiye, dünya genelindeki turizm gelirlerinin %1.4'ünü almış yani, yaklaşık 6 milyar dolar kazanmış ve dünya sıralamasında 18. sırada yer almıştır.

Bu değerlere göre bir Akdeniz ülkesi olan ve deniz turizminde Türkiye'nin doğrudan rakiplerinden biri olan Fransa ile Türkiye arasında, gelen turist sayısı ve sağlanan turizm geliri açısından önemli bir fark söz konusudur.

**Yunanistan:** Batı medeniyetinin doğduğu yer olarak kabul edilen Yunanistan, tarihi, kültürel ve doğal değerleriyle çok zengin bir ülkedir. Bu nedenle de turizm açısından her zaman önemli bir yere sahip olmuştur. Yunanistan'ın Anadolu'ya yakınlığı ve onun kültürüyle içiçe yaşaması nedeniyle Türkiye ile pek çok ortak noktası vardır. Bu ortak kültür ve coğrafyayı paylaştıklarından dolayı, uluslararası turizm açısından en önemli iki rakip olarak kabul edilebilirler.

1996 yılında gelen turist sayısı ve sağlanan turizm geliri bakımından dünya sıralamasında Yunanistan bir miktar gerilemiştir. Yukarıdaki Tablo:5.16 ve 5.17'ye göre, 1996 yılında Yunanistan'a 8987000, Türkiye'ye ise yaklaşık 8600000 turist gelmiş, iki ülkenin turizm kazancı ise sırasıyla 3 milyar 660 milyon dolar ve 6 milyar dolar olmuştur. Buna göre dünya sıralamasında turist sayısı bakımından Yunanistan 18., Türkiye 19. sırada, turizm geliri açısından Yunanistan 28., Türkiye 18. sırada yer almıştır. Bu rakamlar Türkiye'nin son yıllarda turizm konusunda yavaş yavaş Yunanistan'ın önüne geçtiğini göstermektedir.

**Mısır:** Bir Akdeniz ülkesi ve Ortadoğu pazarına yakın olması dolayısıyla Mısır, turizm açısından önemli bir ülkedir. Doğu ile Batı'nın birleşim noktasında bulunmasından dolayı kültürel ve arkeolojik bakımdan yüzyıllar boyunca ilgi çekmiş olan Mısır, bir çok medeniyete beşiklik etmiş, çok özgül bir antik medeniyetin mirasçısıdır. Bu yüzden de uluslararası turist akımının bir kısmı bu ülkeye yönelmiştir.



Fazla nüfusu ve yetersiz alt yapısı ile vatandaşlarına yeterince iş imkanı sağlayamayan Mısır, komşu ülkeleri gibi petrol zengini de olmadığı için, ekonomik açıdan bir takım sıkıntılar çekmektedir. Bu durumdan kurtulabilmek için ya ihracatını artırmak durumunda ya da turizm sektörüne önem vermesi gerekmektedir. Bu yüzden de Mısır, sahip olduğu piramitler, Nil havzası ve Kahire şehri gibi tarihi, doğal ve kültürel varlıklarını turizmin hizmetine sunmaktadır. Hükümetler de teşvik vererek turizm sektörünü desteklemektedir.

En çok turisti Avrupa ve Ortadoğu ülkelerinden çeken Mısır, Tablo:5.16 ve 5.17'ye göre 1996 yılında 3,675 milyon turist girişi ile dünya genelinde 33. sırada yer almış ve dünya genelindeki toplam turistin %0,6'sını ağırlamıştır. Bu rakam Mısır'ın bir önceki yıla göre turist girişinde %28'lik bir artışı ifade etmekte ve bu da dünya ortalamasının çok üzerinde bir artıştır. Yine aynı yılda 3,200 milyon dolar turizm geliri elde eden Mısır, bir önceki yıla göre %14'lük bir gelir artışı kaydetmiştir. Bu değerlere göre 1996 yılı itibari ile Türkiye'nin gerisinde olan Mısır, bu artış hızları ile devam ederse yakın bir gelecekte turizm açısından Türkiye'nin önemli bir rakibi konumuna gelecektir. Yani, büyük bir turizm potansiyeline sahip olan Mısır, uluslararası turizm pastasından önemli bir pay alabilir. Ancak şunu da belirtelim ki, bulunduğu bölgenin konumundan kaynaklanan politik istikrarsızlık ve bunun sonucu oluşan terör problemi Mısır'ın en büyük sorunudur.

Turizm açısından Türkiye, şu andaki duruma göre, dünya turizminde ilk yirmi ülke arasında yer almaktadır. Ama bu kadar tarih ve kültür zenginliğine sahip olan Türkiye, uluslararası turizm pastasından hak ettiği geliri alamamaktadır.



# BÖLÜM VI

## BOX-JENKINS YÖNTEMİ İLE TÜRK TURİZMİNİN ANALİZİ

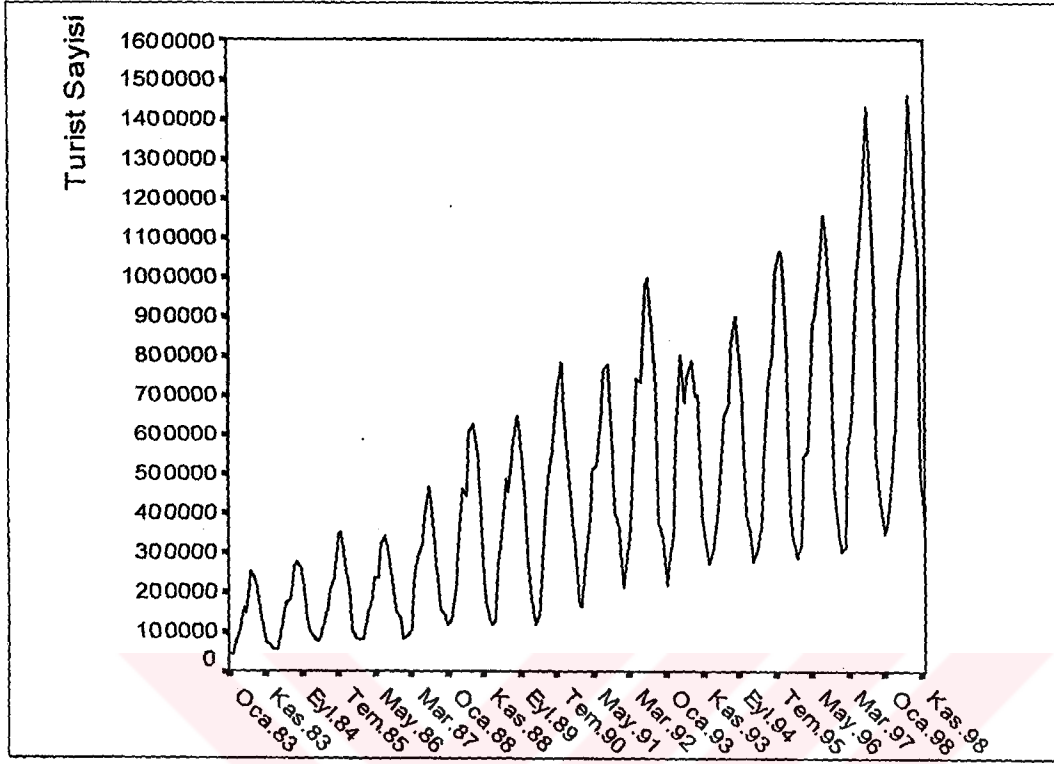
### 6.1. Çalışmada Kullanılan Verilerin Elde Edilmesi

Çalışmada kullanılan turist sayısı ve turizm geliri verileri, DİE yıllıkları, Turizm Bakanlığı Turizm İstatistikleri yayınları ve DPT'nin Temel Ekonomik Göstergeler dergilerinden aylık veriler şeklinde elde edilmiştir. Analizde kullanılan turist sayısı ve turizm geliri verileri, Türkiye'nin turizm açısından önemli bir döneminin başlangıcı olan 1983 yılından itibaren başlatılmış ve Aralık 1998'e kadar alınmıştır.

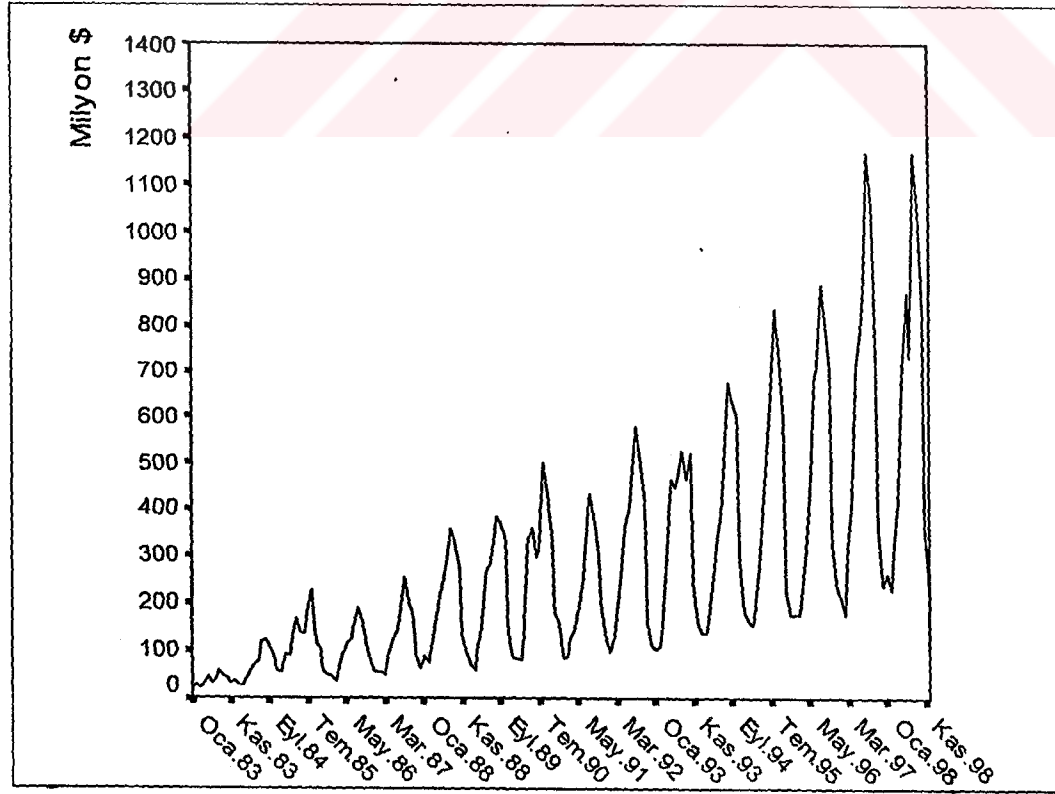
### 6.2. Turizm Verileri Serilerinde Durağanlığın Araştırılması

Bu bölümde, daha önceki bölümlerde teorik yapısını açıkladığımız ARIMA modellerinden faydalanarak Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısı ve turizm geliri serilerinin durağan olup olmadığını test edecek, uygun modelleri belirlemeye çalışacak ve bu modellerle ilgili seriler için gelecek dönem tahminleri yapılacaktır.

Aşağıda Türkiye'ye gelen yabancı turistlerin sayısı ve turizm gelirleri verilerinin grafikleri çizilmiştir.



Şekil-6.1. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisinin Grafiği



Şekil-6.2. Türkiye'nin Turizm Geliri Serisinin Grafiği

Yukarıdaki Şekil-6.1 ve 6.2'ye göre Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısı ve turizm gelirleri verilerinin turizm sektörünün tipik özelliği olan mevsimsel faktörün etkisi altında olduğu görülmektedir. Ayrıca her iki serinin de zaman içinde düzenli olarak artan bir görünüm sergileyen trende sahip olduğu gözlemlenmektedir.

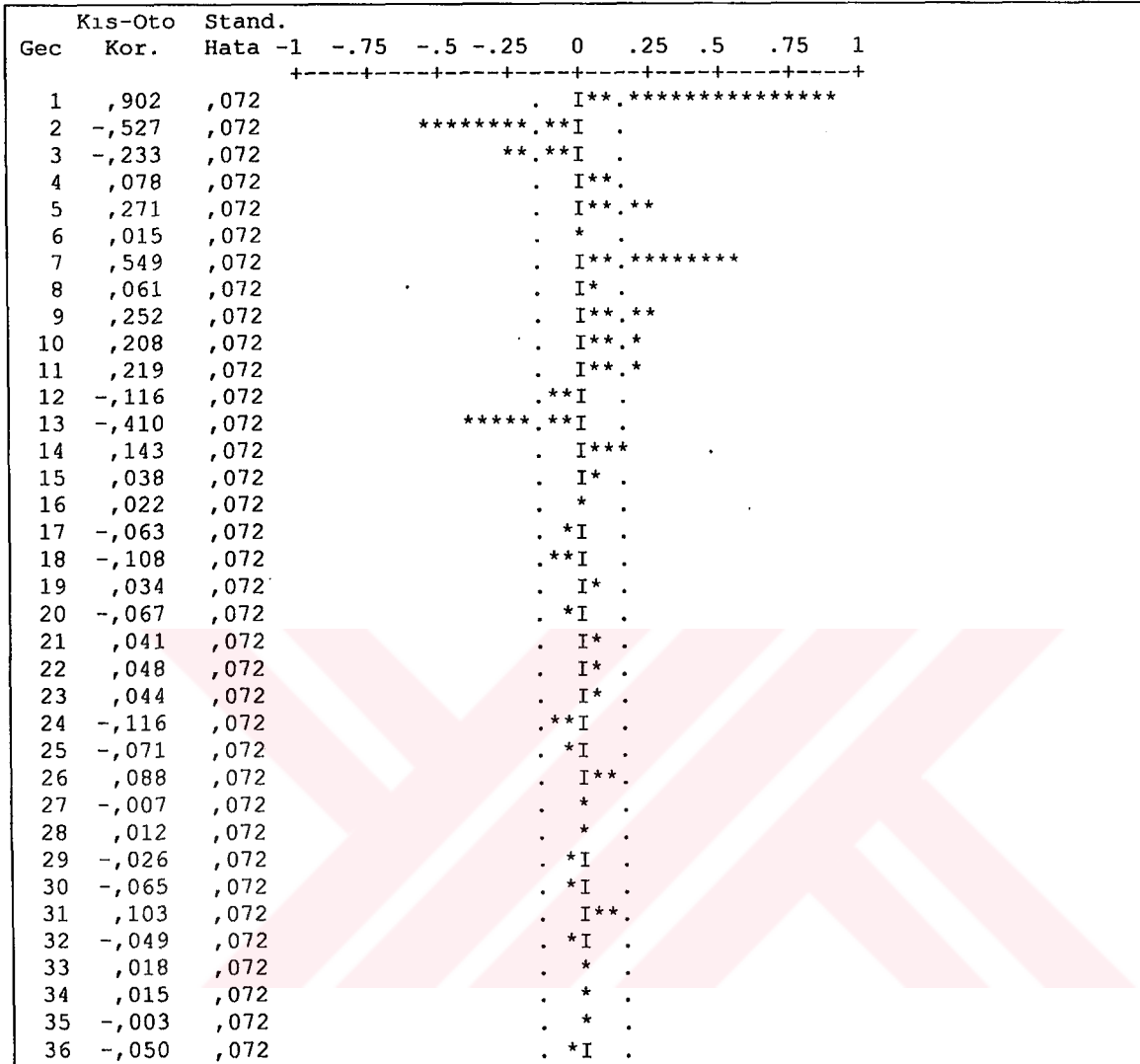
Bu durum, önceki bölümlerde de ifade edildiği gibi, ilgili zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının incelenmesi ile de belirlenebilir.

Çalışmamızda kullandığımız veriler aylık veriler olduğu için mevsimsel hareketlerin tamamlanma süresi 12 aydır. Dolayısıyla çeşitli gecikmeler için hesaplanan otokorelasyon fonksiyonu üzerinde mevsimlik hareketler ancak 12, 24, 36, ... gecikmeleri incelenerek görülebilir. Yani, serinin aralarında 12, 24, 36, ... gecikme bulunan gözlemleri ardışık olarak sıralandıktan sonra hesaplanacak otokorelasyon katsayıları mevsimsel etkiyi yansıtmış olacaktır.

Buna göre, Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısı ve turizm gelirleri verilerinin 36 gecikmeli otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları hesaplanmış ve Şekil-6.3, 6.4, 6.5 ve 6.6'da verilmiştir.

Gec.	Oto Kor.	Stand. Hata	-								Box-Ljung	Prob.	
			-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75			1
1	,902	,072										158,576	,000
2	,715	,071										258,688	,000
3	,477	,071										303,567	,000
4	,251	,071										316,031	,000
5	,097	,071										317,889	,000
6	,018	,071										317,952	,000
7	,075	,070										319,098	,000
8	,215	,070										328,471	,000
9	,411	,070										362,936	,000
10	,617	,070										440,866	,000
11	,771	,070										563,169	,000
12	,841	,070										709,393	,000
13	,758	,069										829,046	,000
14	,593	,069										902,563	,000
15	,382	,069										933,332	,000
16	,182	,069										940,379	,000
17	,044	,069										940,796	,000
18	-,031	,068										940,997	,000
19	,016	,068										941,053	,000
20	,136	,068										945,078	,000
21	,307	,068										965,674	,000
22	,491	,068										1018,458	,000
23	,626	,067										1104,827	,000
24	,686	,067										1209,168	,000
25	,616	,067										1293,689	,000
26	,470	,067										1343,325	,000
27	,286	,067										1361,809	,000
28	,110	,066										1364,569	,000
29	-,014	,066										1364,614	,000
30	-,085	,066										1366,262	,000
31	-,043	,066										1366,691	,000
32	,064	,066										1367,649	,000
33	,218	,065										1378,831	,000
34	,385	,065										1413,776	,000
35	,504	,065										1473,931	,000
36	,558	,065										1548,273	,000

Şekil-6.3. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisinin Otokorelasyon Grafiği



Şekil-6.4. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Şekil-6.3 ve 6.4'teki otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerinden de görüldüğü gibi, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının pek çoğu güven sınırları dışına taşmaktadır. Dolayısıyla, Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısı serisinin durağan olmadığı gözlemlenmektedir.

Aşağıdaki Şekil-6.5 ve 6.6'daki otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri de Türkiye'nin turizm geliri serisinin durağan olmadığını göstermektedir. Çünkü bu şekillerde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayılarının pek çoğu güven sınırları dışına taşmaktadır.

Gec	Oto- Kor.	Stand. Hata	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	Box-Ljung	Prob.	
			+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+											
1	,742	,072					.	I**	*****			107,232	,000	
2	,464	,071					.	I**	*****			149,375	,000	
3	,327	,071					.	I**	****			170,459	,000	
4	,198	,071					.	I**	*			178,216	,000	
5	,088	,071					.	I**	.			179,766	,000	
6	,037	,071					.	I*	.			180,039	,000	
7	,093	,070					.	I**	.			181,770	,000	
8	,207	,070					.	I**	*			190,406	,000	
9	,349	,070					.	I**	****			215,201	,000	
10	,476	,070					.	I**	*****			261,637	,000	
11	,639	,070					.	I**	*****			345,577	,000	
12	,756	,070					.	I**	*****			463,931	,000	
13	,584	,069					.	I**	*****			534,990	,000	
14	,383	,069					.	I**	****			565,666	,000	
15	,250	,069					.	I**	**			578,854	,000	
16	,124	,069					.	I**	.			582,105	,000	
17	,027	,069					.	I*	.			582,264	,000	
18	-,011	,068					.	*	.			582,288	,000	
19	,058	,068					.	I*	.			583,007	,000	
20	,196	,068					.	I**	*			591,311	,000	
21	,365	,068					.	I**	****			620,286	,000	
22	,469	,068					.	I**	*****			668,581	,000	
23	,515	,067					.	I**	*****			727,136	,000	
24	,539	,067					.	I**	*****			791,528	,000	
25	,469	,067					.	I**	*****			840,597	,000	
26	,349	,067					.	I**	****			867,932	,000	
27	,188	,067					.	I**	*			875,913	,000	
28	,073	,066					.	I*	.			877,114	,000	
29	-,018	,066					.	*	.			877,190	,000	
30	-,054	,066					.	*I	.			877,861	,000	
31	,000	,066					.	*	.			877,861	,000	
32	,130	,066					.	I**	.			881,793	,000	
33	,270	,065					.	I**	**			898,895	,000	
34	,352	,065					.	I**	****			928,032	,000	
35	,392	,065					.	I**	*****			964,483	,000	
36	,424	,065					.	I**	*****			1007,383	,000	

Şekil-6.5. Türkiye'nin Turizm Geliri Serisinin Otokorelasyon Grafiği

Kıs-Oto Stand.			-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	
Gec	Kor.	Hata.	+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+									
1	,742	,072										. I**,*****
2	-,192	,072										*.**I .
3	,137	,072										. I***
4	-,133	,072										***I .
5	-,002	,072										. * .
6	,007	,072										. * .
7	,191	,072										. I**,*
8	,154	,072										. I***
9	,242	,072										. I**,**
10	,171	,072										. I***
11	,403	,072										. I**,*****
12	,315	,072										. I**,***
13	-,252	,072										**.**I .
14	,072	,072										. I* .
15	-,108	,072										.**I .
16	-,043	,072										. *I .
17	-,059	,072										. *I .
18	-,061	,072										. *I .
19	,004	,072										. * .
20	,054	,072										. I* .
21	,100	,072										. I**.
22	-,035	,072										.*I .
23	-,125	,072										***I .
24	-,028	,072										. *I .
25	,165	,072										. I***
26	,039	,072										. I* .
27	-,079	,072										.**I .
28	,087	,072										. I**.
29	-,157	,072										***I .
30	-,006	,072										. * .
31	-,127	,072										***I .
32	-,011	,072										. * .
33	-,134	,072										***I .
34	,013	,072										. * .
35	,064	,072										. I* .
36	,110	,072										. I**.

Şekil-6.6. Türkiye'nin.Turizm Geliri Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Daha önceki bölümlerde de açıklandığı gibi, bir zaman serisini ARIMA modellerinden biri ile ifade edebilmek için, ilgili serinin durağan olması gerekmektedir. Eğer seri durağan değilse, bazı dönüşümler uygulanarak serinin durağanlaştırılması gereklidir. Bunun için burada biz de ilgili serilerimizin durağan olup olmadıklarını araştıracağız.

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığının belirlenmesinde en çok başvurulan yol, ilgili serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının görünümlerinden yararlanmaktır. Ayrıca, güçlü trend veya mevsimsel hareketler gösteren serilerin grafiklerinin incelenmesi de serinin durağan olup olmadığı konusunda yeterli bilgi verebilir.

Çalışmamızda kullandığımız iki serinin Şekil-6.1 ve 6.2'deki grafikleri incelendiğinde, her iki serinin de sabit bir ortalama ve varyans etrafında hareket etmediği, başka bir ifade ile durağan olmadıkları, mevsimsel ve trend etkisi içerdikleri görülmektedir. Yine Şekil-6.3, 6.4, 6.5 ve 6.6'da verilen otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının grafiklerinden de bu durumu görmek mümkündür.

Bilindiği üzere, trend etkisi taşıyan serilerin otokorelasyon fonksiyonları, küçük mertebeli gecikmelerde oldukça yüksek bulunmakta ve gecikme arttıkça yavaş yavaş gerilemektedir. Mevsimsel hareketler için otokorelasyon fonksiyonu trend etkisindeki serilerin davranışlarına benzer bir görünüme sahiptir. Ancak mevsimsel hareketleri, otokorelasyon fonksiyonunda 12, 24, 36, ... gecikmeleriyle gözlemek mümkündür. Eğer seri kuvvetli mevsimsel hareketlere sahipse, 12, 24, 36, ... gecikmelerinde oldukça yüksek otokorelasyon katsayıları elde edilmekte ve trend etkisindeki seriler gibi gecikme arttıkça yavaşça gerilemektedir. Bu durum çalışmamızda kullandığımız turizm verileri için ilgili grafiklerde açıkça görülmektedir.

Mevsimsel hareketler ile trend etkisinin birlikte görüldüğü serilerin durağan kabul edilebilmeleri, bazı dönüşümlerle otokorelasyon fonksiyonlarının hem mevsimsel hem de mevsimsel olmayan düzeyde hızlı biçimde kesim noktasına ulaşır veya söner hale getirilmesiyle sağlanabilmektedir.

Çalışmamızda kullandığımız serilerin otokorelasyon fonksiyonlarını incelediğimizde mevsimsel ve mevsimsel olmayan düzeyde fonksiyonların hızlı biçimde gerilemedikleri, dolayısıyla durağan olmadıkları anlaşılmaktadır.

Grafiklere bakarak verdiğimiz serilerin durağan olmadığı şeklindeki kararımızı önceki bölümlerde değindiğimiz "Rule of Thumb" prosedürü yardımı ile de tesbit edebiliriz.

"Rule of Thumb" prosedürüne göre yapılacak hipotez testinin hipotezleri,

$$H_0 : \rho_k = 0$$

$$H_1 : \rho_k \neq 0$$



şeklindedir. Burada  $\rho_k$ , k gecikmesindeki anakütle otokorelasyon katsayısını,  $r_k$  ise, aynı gecikme için örnekten hesaplanan otokorelasyon katsayısını ifade etmek üzere,

$$\alpha=0.05 \text{ için } |r_k| > \frac{2}{\sqrt{n}} \text{ olması durumunda } H_0 \text{ red, aksi durumda kabul}$$

edilecektir.

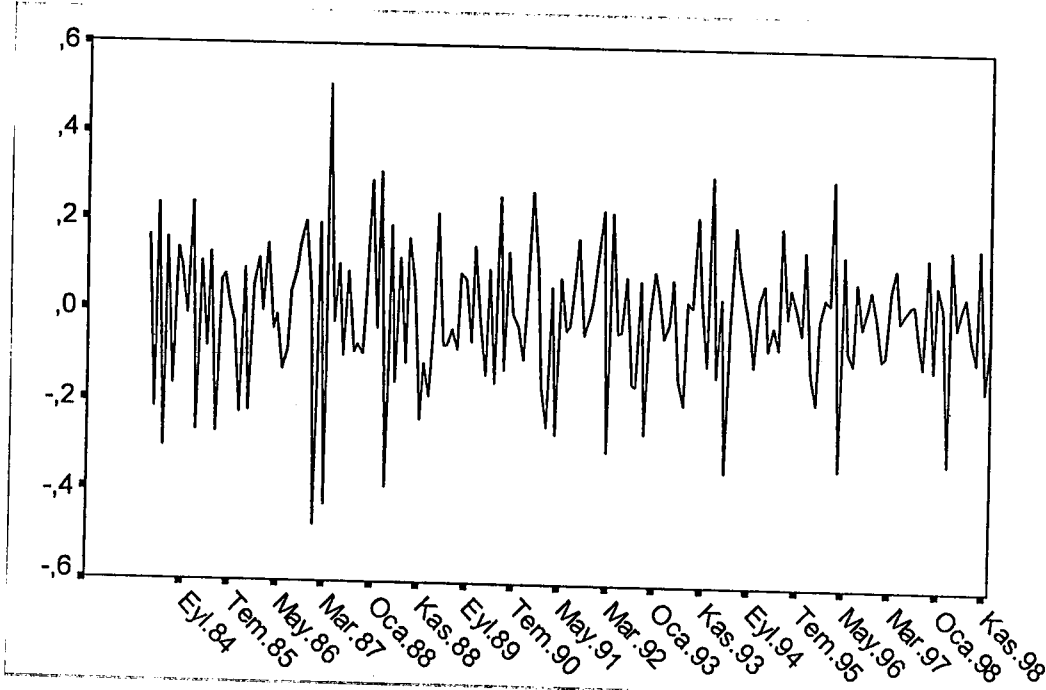
Buna göre incelediğimiz serilerin otokorelasyon katsayılarının sınanmasında kullanılacak olan sınır değeri,

$$\frac{\pm 2}{\sqrt{n}} = \frac{\pm 2}{\sqrt{192}} = \pm 0.14$$

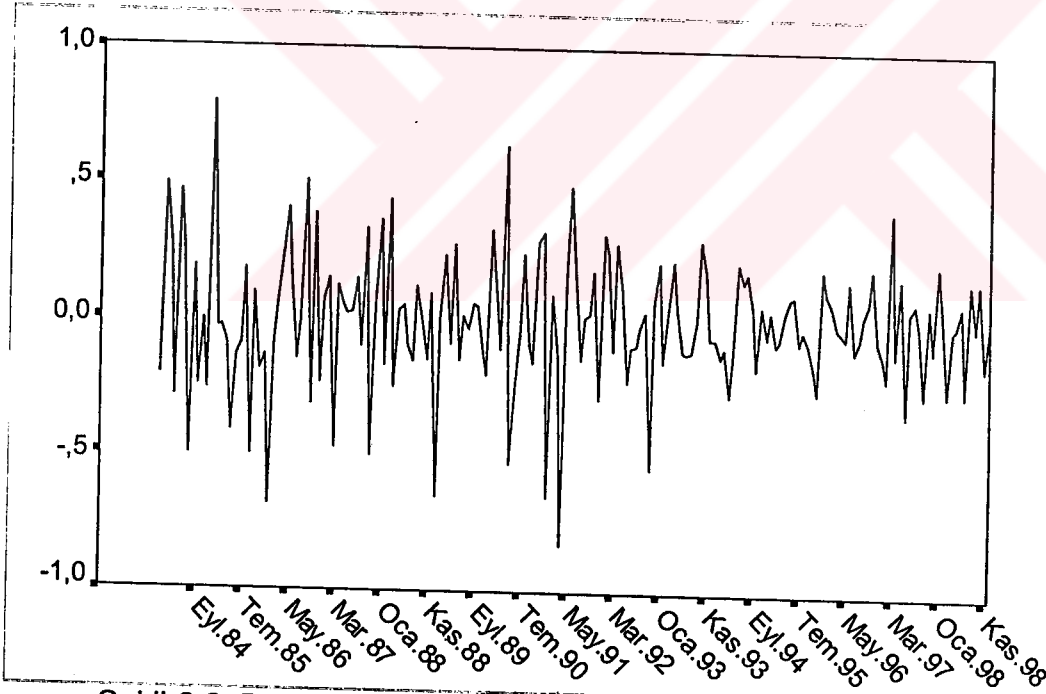
olacaktır. Serilerin otokorelasyon fonksiyonlarına bakıldığında hemen hemen bütün gecikmelerin otokorelasyon katsayılarının  $\pm 0.14$ 'ten büyük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla bu serilerin durağan olmadığı görülmektedir.

Ayrıca Şekil-6.3 ve 6.5'teki Box-Ljung değerlerinin ilgili  $\chi^2$  değerleri ile karşılaştırılmaları sonucunda da her iki serinin durağan olmadıkları görülmektedir.

Bütün bu grafikler ve testler ilgili serilerin durağan olmadıklarını gösterdiğine göre, yapılması gereken ilgili serilerin durağanlaştırılmasıdır. Bu amaçla SPSS paket programı yardımı ile çeşitli dönüşüm şekilleri denenmiş ve her iki serinin doğal logaritmaları alınıp bir mevsimsel bir de mevsimsel olmayan düzeyde farkları alınması sonucu durağan hale geldikleri gözlemlenmiştir. Bu işlemler sonucu elde edilen grafikler aşağıda Şekil-6.7 ve 6.8'de verilmiştir.



Şekil-6.7. Durağanlaştırılmış Yabancı Turist Sayısı Serisinin Grafiği

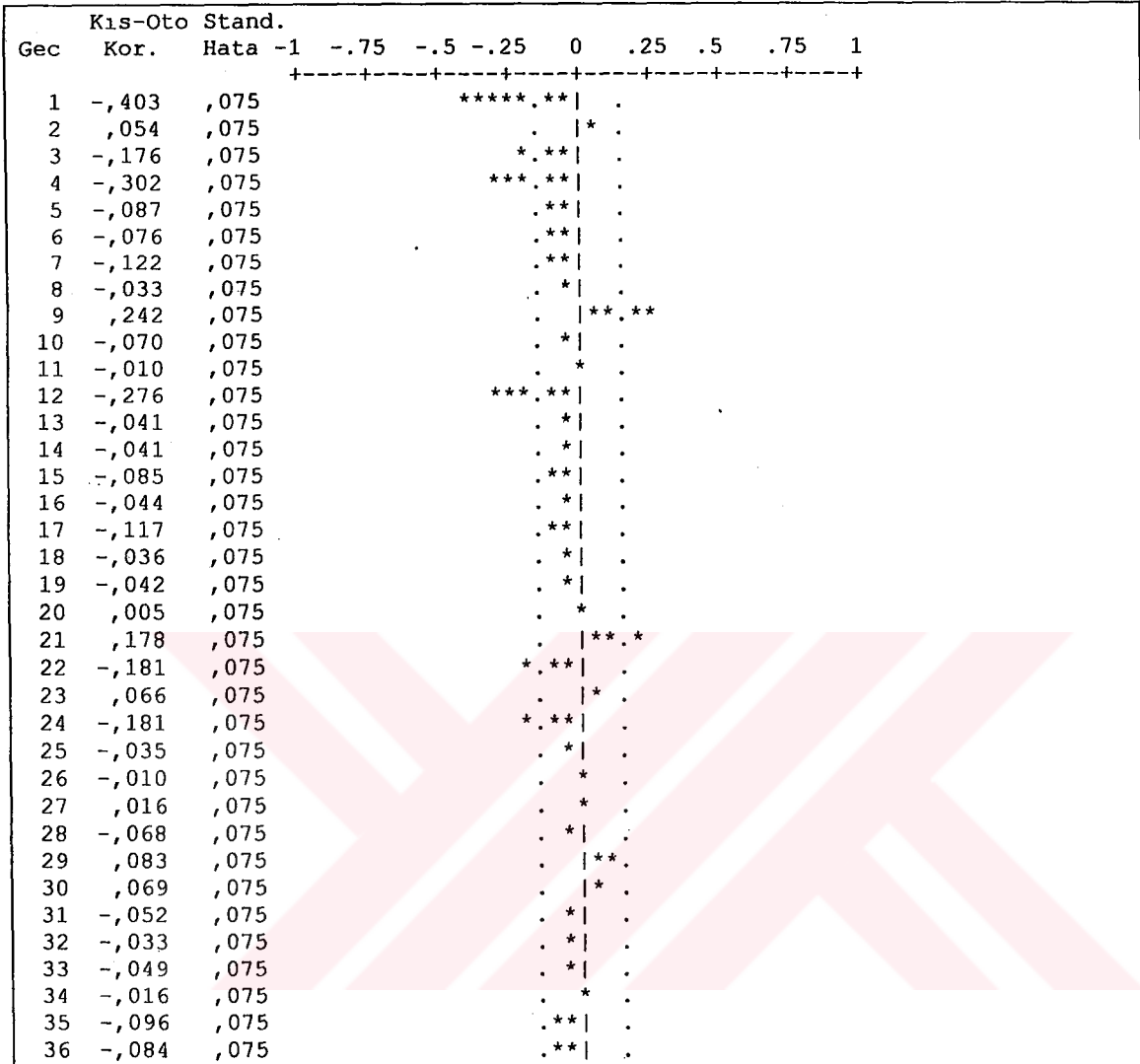


Şekil-6.8. Durağanlaştırılmış Turizm Geliri Serisinin Grafiği

Yukarıdaki Şekil-6.7 ve 6.8 incelendiğinde, ilgili serilerin hem mevsimsel hareketlerin etkisinden hem de trend etkisinden kurtulduğu, dolayısıyla durağanlaştığı gözlemlenmektedir. Aynı serilerin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları da aşağıda verilmiştir.

Gec	Oto Stand.		-								Box-Ljung	Prob.	
	Kor.	Hata	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75			1
1	-,403	,074				*****	**		.			29,540	,000
2	,207	,074				.		**	*			37,407	,000
3	-,247	,074				**	**		.			48,675	,000
4	-,084	,073				.	**		.			49,986	,000
5	,038	,073				.		*	.			50,250	,000
6	-,033	,073				.	*		.			50,449	,000
7	,040	,073				.		*	.			50,755	,000
8	,033	,073				.		*	.			50,962	,000
9	,181	,072				.		**	*			57,182	,000
10	-,184	,072				*	**		.			63,645	,000
11	,104	,072				.		**	.			65,715	,000
12	-,369	,072				*****	**		.			92,139	,000
13	,215	,072				.		**	*			101,156	,000
14	-,088	,071				.	**		.			102,693	,000
15	,113	,071				.		**	.			105,220	,000
16	,030	,071				.		*	.			105,398	,000
17	-,084	,071				.	**		.			106,809	,000
18	,088	,070				.		**	.			108,377	,000
19	-,102	,070				.	**		.			110,492	,000
20	,058	,070				.		*	.			111,181	,000
21	,015	,070				.		*	.			111,228	,000
22	-,087	,070				.	**		.			112,807	,000
23	,139	,069				.		***	.			116,818	,000
24	-,141	,069				***		.	.			121,000	,000
25	,079	,069				.		**	.			122,311	,000
26	-,029	,069				.	*		.			122,495	,000
27	,041	,068				.		*	.			122,856	,000
28	-,045	,068				.	*		.			123,288	,000
29	,139	,068				.		***	.			127,465	,000
30	-,094	,068				.	**		.			129,394	,000
31	-,002	,068				.		*	.			129,395	,000
32	-,038	,067				.	*		.			129,707	,000
33	-,123	,067				.	**		.			133,080	,000
34	,214	,067				.		**	*			143,353	,000
35	-,193	,067				*	**		.			151,714	,000
36	,217	,066				.		**	*			162,384	,000

Şekil-6.9. Durağanlaştırılmış Yabancı Turist Sayısı Serisinin Otokorelasyon Grafiği



Şekil-6.10. Durağanlaştırılmış Yabancı Turist Sayısı Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Yukarıdaki Şekil-6.9'dan da görüleceği gibi bir-iki otokorelasyon katsayısı hariç hemen hepsi güven sınırları içerisinde kalmaktadır. Dolayısıyla çalışmamızda kullanacak olduğumuz turist sayısı serisi durağan hale gelmiştir. Şekil-6.10'daki kısmi otokorelasyon grafiğinde ise birkaç tane güven sınırlarını taşan kısmi otokorelasyon katsayısı görülmektedir. Ancak yapılan çalışmamız sonucunda en uygun bu şekilde bir grafik elde edilebilmiştir.

Gec	Oto Stand.		-									Box-Ljung	Prob.
	Kor.	Hata	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1		
1	-,208	,074					*. **	.				7,901	,005
2	-,084	,074					. **	.				9,205	,010
3	,061	,074					.  *	.				9,896	,019
4	-,096	,073					. **	.				11,587	,021
5	-,103	,073					. **	.				13,554	,019
6	,018	,073					. *	.				13,617	,034
7	,044	,073					.  *	.				13,977	,052
8	,024	,073					. *	.				14,088	,079
9	,046	,072					.  *	.				14,489	,106
10	-,063	,072					. *	.				15,238	,124
11	,169	,072					.  ***	.				20,736	,036
12	-,445	,072			*****		. **	.				59,112	,000
13	,037	,072					.  *	.				59,386	,000
14	,090	,071					.  **	.				60,984	,000
15	-,069	,071					. *	.				61,914	,000
16	,065	,071					.  *	.				62,745	,000
17	,047	,071					.  *	.				63,185	,000
18	-,065	,070					. *	.				64,026	,000
19	,053	,070					.  *	.				64,590	,000
20	-,024	,070					. *	.				64,706	,000
21	-,078	,070					. **	.				65,955	,000
22	,153	,070					.  ***	.				70,795	,000
23	-,123	,069					. **	.				73,943	,000
24	-,007	,069					. *	.				73,954	,000
25	,034	,069					.  *	.				74,203	,000
26	-,066	,069					. *	.				75,132	,000
27	,101	,068					.  **	.				77,324	,000
28	-,029	,068					. *	.				77,499	,000
29	,016	,068					. *	.				77,555	,000
30	,031	,068					.  *	.				77,758	,000
31	-,079	,068					. **	.				79,119	,000
32	,028	,067					.  *	.				79,296	,000
33	-,002	,067					. *	.				79,297	,000
34	-,140	,067					. ***	.				83,680	,000
35	,093	,067					.  **	.				85,643	,000
36	,091	,066					.  **	.				87,510	,000

Şekil-6.11. Durağanlaştırılmış Turizm Geliri Serisinin Otokorelasyon Grafiği

Gec	Kıs-Oto Stand.											
	Kor	Hata	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75	1	
1	-,208	,075					*.***	.				
2	-,134	,075					***	.				
3	,014	,075					. *	.				
4	-,095	,075					**. **	.				
5	-,147	,075					***	.				
6	-,066	,075					. *	.				
7	,012	,075					. *	.				
8	,032	,075					.  *	.				
9	,046	,075					.  *	.				
10	-,059	,075					. *	.				
11	,170	,075					.  ***	.				
12	-,414	,075					*****. **	.				
13	-,104	,075					. **	.				
14	-,043	,075					. *	.				
15	-,036	,075					. *	.				
16	-,007	,075					. *	.				
17	-,071	,075					. *	.				
18	-,101	,075					. **	.				
19	,063	,075					.  *	.				
20	-,042	,075					. *	.				
21	-,017	,075					. *	.				
22	,068	,075					.  *	.				
23	-,008	,075					. *	.				
24	-,235	,075					**. **	.				
25	-,119	,075					. **	.				
26	-,091	,075					. **	.				
27	,085	,075					.  **	.				
28	-,045	,075					. *	.				
29	,013	,075					. *	.				
30	-,076	,075					. **	.				
31	-,054	,075					. *	.				
32	,015	,075					. *	.				
33	-,090	,075					. **	.				
34	-,099	,075					. **	.				
35	-,007	,075					. *	.				
36	-,101	,075					. **	.				

Şekil-6.12. Durağanlaştırılmış Turizm Geliri Serisinin Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Turizm geliri serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon şekillerinin gösterildiği Şekil-6.11 ve 6.12'den bir-iki otokorelasyon katsayısı hariç hemen hepsisinin güven sınırları içerisinde kaldığı görülmektedir. doalyısıyla çalışmamızda kullanacak olduğumuz turizm geliri serisi durağan hale gelmiştir.

### 6.3. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı ve Türkiye'nin Turizm Geliri Serileri İçin Uygun Modellerin Belirlenmesi ve Gelecek Tahmini

Çalışmamızın bu kısmında, durağanlaştırdığımız turist sayısı ve turizm geliri serilerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından

yararlanarak deneysel modelleri belirleyecek, sonra da deneysel modellerin yeterliliğini sınavacağız. Yapılan sınamalar sonucunda deneysel modelin uygun olmadığı ortaya çıkarsa ilgili modeli yeniden gözden geçireceğiz. Uygun modele ulaştığımızda bu modelden faydalanarak esas amacımız olan serilerin gelecekte izleyeceği seyri tahmin edeceğiz.

### 6.3.1. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı Serisi İçin Uygun Modelin Belirlenmesi

Daha önce de ifade edildiği gibi ARIMA modellerinin kullanılmasında ilk aşama deneysel bir model tanımlamaktır. Deneysel modelin belirlenmesinde, durağan serinin hareketlerini yansıtan ve deneysel modelin kurulmasında önemli ipuçları veren, durağan hale getirilmiş serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından yararlanılmaktadır.

Turist sayısı serisinin ilgili otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri yardımı ile çeşitli modeller denenmiş ve en uygun deneysel modelin Logaritmik AR(1) MA(1) SMA(1) yani ARIMA(1,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> modeli olduğu belirlenmiştir. Söz konusu bu modele ilişkin sonuçlar aşağıdaki tablodaki gibidir.

Tablo:6.1. Her Aşamadaki Parametre Tahminleri

İterasyon	Hata Kareler Toplamı	AR(1)	MA(1)	SMA(1)
0	2,8195515	-,51487	-,10451	,42699
1	2,751465	-,42002	-,05236	,55220
2	2,7454838	-,37284	-,01741	,58445
3	2,7441279	-,33781	,01769	,59591
4	2,7428324	-,30018	,05872	,60122
5	2,7404914	-,25127	,11294	,60527
6	2,7348643	-,17841	,19320	,61044
7	2,7175031	-,05671	,32517	,61927
8	2,656564	,15622	,55170	,63563
9	2,5354343	,43174	,84515	,65974
10	2,5257107	,45303	,89094	,65999

Tablo:6.2. Parametrelerin Nihai Tahminleri

	Tahmin	Standart Hata	t-Oranı	Yaklaşık Olasılık
AR(1)	,45302962	,09215806	4,915790	,00000202
MA(1)	,89093694	,05001031	17,815065	,00000000
SMA(1)	,65999044	,06403291	10,307051	,00000000
Gözlem Sayısı		192		
Fark Almadan Sonraki Gözlem Sayısı		179		
Hata Kareler Toplamı		2,5257107		
Dönüştürmede Kullanılan Fark Alma		(Doğal logaritması Alınan Serinin) 12. Mertebeden Mevsimlik ve 1. Mertebeden Mevsimlik Olmayan		

Yukarıdaki Tablo:6.1'de uygun parametrelerin bulunmasına kadar olan her iterasyonda elde edilen değerler gösterilmiştir. Tablo:6.2'de ise nihai parametreler gösterilmiştir. Buna göre ilgili üç parametre de istatistik açıdan anlamlı, yani sıfırdan farklıdır.

O halde, gelen yabancı turist sayısı serisine uygun Box-Jenkins modeli,  $Y_t^* = \ln Y_t$  olmak üzere,

$$ARIMA(1,1,1)(0,1,1)_{12}$$

$$= (1-\phi B)(1-B^{12})(1-B)Y_t^* = (1-\theta B^{12})(1-\theta B)a_t$$

$$= (1-0,45302962 B)(1-B^{12})(1-B)Y_t^* = (1-0,65999044 B^{12})$$

$$(1-0,89093694 B)a_t \quad (6.1)$$

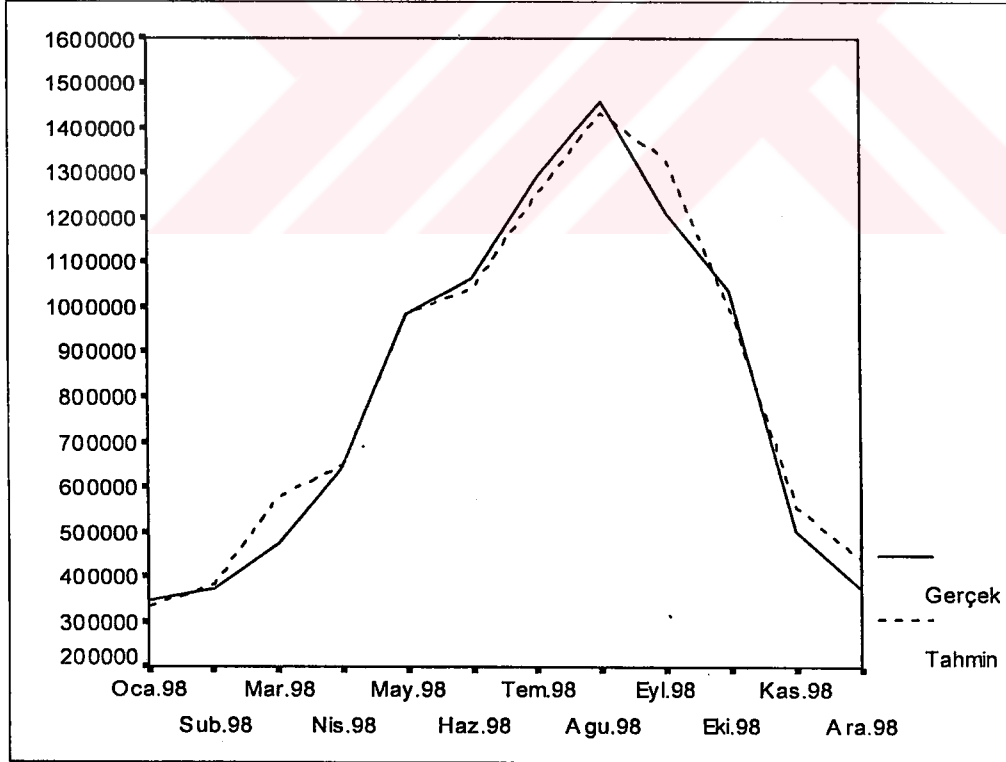
şeklinde ifade edilebilir.

Bu modele göre son bir yılın yani 1998 yılına ait gerçek ve tahmin değerleri ile tahmin değerlerinin %95 güvenle alt ve üst sınırları aşağıda Tablo:6.3'te verilmiştir. Söz konusu tablodan da görüldüğü üzere tahmin değerlerinin hepsi %95 güven sınırları içerisinde kalmıştır. İlgili yıla ait gerçek ve tahmin değerlerin yer aldığı ve tahmin değerlerin alt ve üst sınırlarının birlikte verildiği grafikler aşağıda Şekil-6.13 ve 6.14'te verilmiştir. Bu grafiklerden de görüldüğü gibi, tahmin değerleri %95 güven sınırları içerisinde kalırken aynı zamanda gerçek değerlere de son derece yakın oldukları gözlemlenmektedir. Bu da modelimizin uygun olduğunu gösterir.

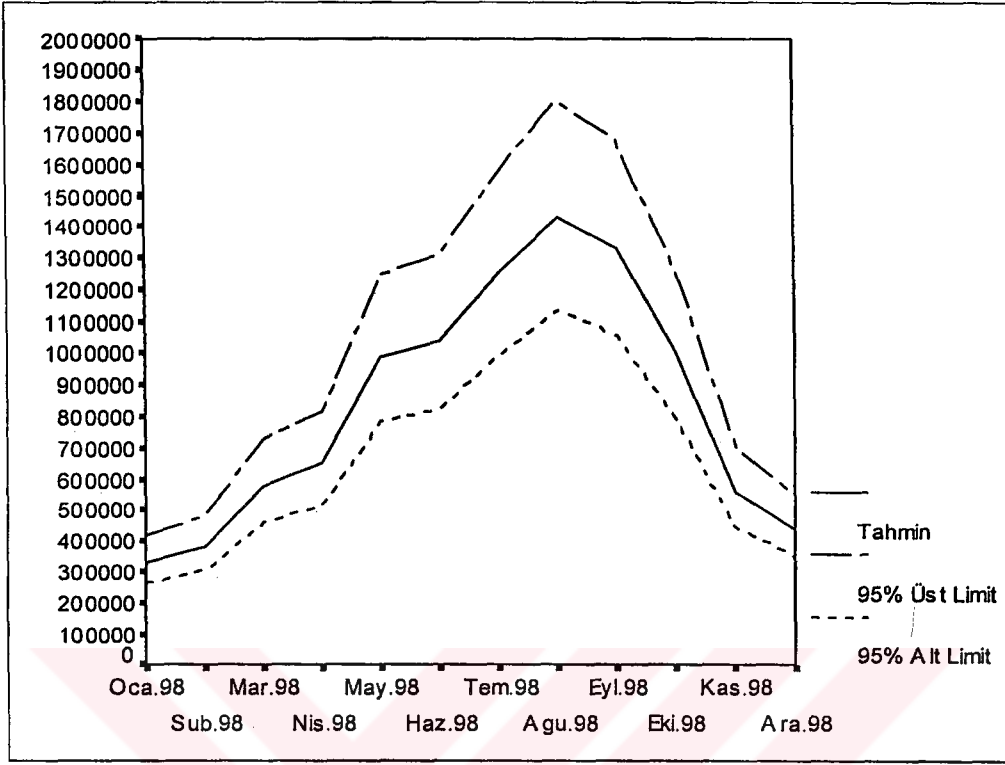


Tablo:6.3. Son Bir Yıla Ait Aylık Turist Sayısının Gerçek ve Tahmin Değerler ile Alt-Üst Sınır Değerleri

Yıl-Ay	Gerçek	Tahmin	Alt Sınır	Üst Sınır
1998 Ocak	346183	332241	263661	418658
1998 Şubat	371526	382013	303160	481376
1998 Mart	476756	578752	459289	729287
1998 Nisan	642332	648805	514882	817562
1998 Mayıs	986237	987827	783925	1244765
1998 Haziran	1062961	1038367	824033	1308450
1998 Temmuz	1288439	1252424	993906	1578185
1998 Ağustos	1460075	1430768	1135437	1802917
1998 Eylül	1209256	1331774	1056876	1678173
1998 Ekim	1035237	998898	792710	1258715
1998 Kasım	502638	556604	441713	701379
1998 Aralık	371057	438409	347915	552441



Şekil-6.13. Son Bir Yıla Ait Aylık Turist Sayısının Gerçek ve Tahmin Değerlerinin Grafiği



Şekil-6.14. Son Bir Yıla Ait Aylık Turist Sayısı Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerlerinin Grafiği

Şekil-6.13 ve 6.14'ten de görüldüğü gibi, gerçek ve tahmin değerleri birbirlerine oldukça yakın ve alt-üst sınır değerleri arasında yer almaktadır. Dolayısıyla elde edilen modelin uygun olduğu gözükmemektedir. Ancak modelin tam olarak uygun olduğundan bahsedebilmek için bütün dönemlere ait hata terimlerinin gözlemlenmesi gerekmektedir.

Hata paylarına bakarak ilgili modelin uygun kabul edilmesi, hata paylarının sistematik bir yapı sergilememesine bağlıdır<sup>275</sup>. Hata terimlerinin normal dağılıma uygunluğu ve tesadüfi dağılıp dağılmadığının belirlenmesi, bunların sistematik bir görünüme sahip olup olmadıklarının belirlenmesine yardımcı olur.

Tesbit edilen modelden elde edilen hata terimlerinin dal-yaprak grafiği çizildiğinde dağılımın yaklaşık olarak normal olduğu gözlenmektedir.

<sup>275</sup> L.E. Allen. *Multiple Regression and The Analysis and Covariance*, New York: W.H. Freeman Company, 1985, s. 25.



Gec	Oto	Stand.									Box-Ljung	Prob.	
	Kor.	Hata	-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75			1
1	-,085	,074					. **		.			1,330	,249
2	,171	,074					.		***			6,708	,035
3	-,138	,074					***		.			10,214	,017
4	-,050	,073					.		*			10,673	,031
5	,019	,073					.		*			10,741	,057
6	-,022	,073					.		*			10,830	,094
7	,029	,073					.		*			10,987	,139
8	,026	,073					.		*			11,119	,195
9	,049	,072					.		*			11,584	,238
10	-,171	,072					***		.			17,207	,070
11	-,032	,072					.		*			17,404	,096
12	,042	,072					.		*			17,740	,124
13	,065	,072					.		*			18,564	,137
14	-,003	,071					.		*			18,566	,182
15	-,010	,071					.		*			18,584	,233
16	,006	,071					.		*			18,590	,290
17	-,042	,071					.		*			18,940	,332
18	,007	,070					.		*			18,951	,395
19	-,093	,070					. **		.			20,700	,354
20	,012	,070					.		*			20,728	,413
21	-,061	,070					.		*			21,493	,429
22	-,129	,070					***		.			24,944	,300
23	,035	,069					.		*			25,202	,340
24	-,062	,069					.		*			26,019	,352
25	,047	,069					.		*			26,475	,383
26	,022	,069					.		*			26,581	,432
27	-,009	,068					.		*			26,600	,486
28	-,001	,068					.		*			26,601	,540
29	,056	,068					.		*			27,273	,557
30	-,064	,068					.		*			28,173	,561
31	-,030	,068					.		*			28,371	,602
32	-,049	,067					.		*			28,907	,624
33	-,166	,067					***		.			35,046	,371
34	,047	,067					.		*			35,534	,396
35	-,119	,067					. **		.			38,728	,305
36	,074	,066					.		*			39,956	,299

Şekil-6.16. Hata Terimlerinin Otokorelasyon Grafiği

Yukarıdaki hata terimleri serisi için çeşitli gecikmelere göre Q istatistik değerleri aşağıda Tablo:6.4'te verilmiştir.

Tablo:6.4. Çeşitli Gecikme Değerleri İçin Q ve  $\chi^2_{\text{tablo}}$  Değerleri

Gecikme	Q İstatistiği	$\chi^2_{0.05}$ Tablo	SD
12	17,740	16,919	9
24	26,019	32,671	21
36	39,956	43,773	33 $\approx$ 30

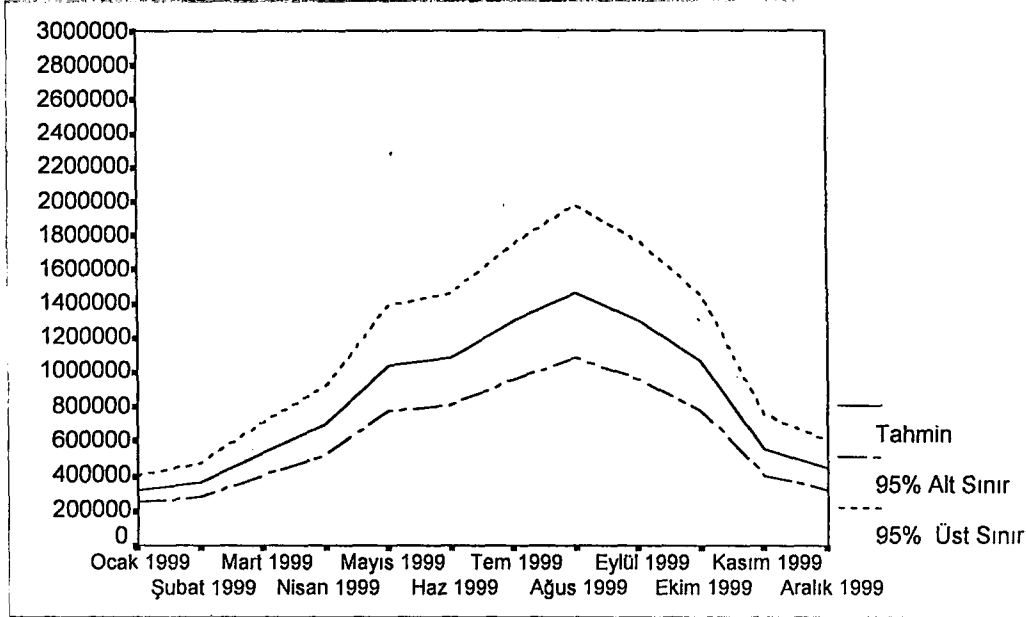
Tablo:6.4'e göre 24 ve 36. gecikmeler dikkate alındığında  $Q < \chi^2_{\text{tablo}}$  yani  $\chi^2_{\text{hesap}} < \chi^2_{\text{tablo}}$  'dur. 12. gecikme için ise hesaplanan değer ile tablo değeri arasında önemli bir fark bulunmamaktadır. Dolayısıyla bu test, hata paylarının sistematik bir eğilime sahip olmadıklarını göstermektedir. Bu özelliklere sahip olan Logaritmik ARIMA(1,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> modeli turist sayıları serisi için nihai model olarak kabul edilebilir ve gelecek tahmininde kullanılabilir özelliğindedir.

### 6.3.2. Türkiye'ye Gelen Yabancı Turist Sayısı İçin Gelecek Tahmini

Bu bölümünde bir önceki bölümde 1983-1998 dönemine ait aylık verilerden yararlanılarak elde edilen ve uygun olduğuna karar verdiğimiz ARIMA(1,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> modeli yardımı ile 1999 yılının aylar itibari ile turist sayısını tahmin edeceğiz. Söz konusu bu model yardımı ile 1999 yılının 12 aylık turist sayısı tahminleri aşağıda Tablo-6.5'te verilmiştir.

Tablo:6.5. 1999 Yılına Ait Aylık Turist Sayısı Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri (%95 Güvenle)

Yıl-Ay	Tahmin	Alt Sınır	Üst Sınır	St Hata
Ocak 1999	319665	253669	402832	37448
Şubat 1999	364845	279835	475680	49030
Mart 1999	538251	407499	710957	75882
Nisan 1999	693832	521563	923001	100315
Mayıs 1999	1039158	777217	1389380	152900
Haziran 1999	1089448	811406	1462766	162624
Temmuz 1999	1297667	962783	1749035	196228
Ağustos 1999	1463742	1082040	1980092	224049
Eylül 1999	1304777	961113	1771324	202062
Ekim 1999	1065701	782280	1451806	166916
Kasım 1999	553294	404756	756342	87621
Aralık 1999	442682	322745	607191	70864



Şekil-6.17. 1999 Yılına Ait Aylık Turist Sayısı Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerlerinin Grafiği

Tablo:6.5 ve Şekil-6.17'de 1999 yılına ait aylık tahmin değerleri yer almaktadır. Hesaplama 12 aylık tahmin yapılmışsa da en fazla üç ay sonraki tahminleri kullanmak daha güvenilirdir.

### 6.3.3. Türkiye'nin Turizm Geliri Serisi İçin Uygun Modelin Belirlenmesi

Yukarıdaki turist sayısı serisinde olduğu gibi turizm geliri serisi için de ilgili otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri yardımı ile çeşitli modeller denenmiş ve en uygun deneysel modelin Logaritmik AR(1) MA(1) SMA(1) modeli olduğu belirlenmiştir. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerinden modelde SAR(1)'inde yer alabileceği izlenimi edinilmiş ve ilgili hesaplamalar yapılmış ancak bu hesaplamalar sonucunda SAR(1)'in yer almaması gerektiği kanaatine varılmıştır. Söz konusu uygun modele ilişkin sonuçlar aşağıda tabloda verilmiştir.

Tablo:6.6. Her Aşamadaki Parametre Tahminleri

İterasyon	Hata Kareler Toplamı	AR(1)	MA(1)	SMA(1)
0	6,8023678	,38004	,62459	,55292
1	6,4910614	,65958	,86498	,73391
2	6,4418096	,74387	,95217	,72981
3	6,4416283	,73969	,94915	,72805
4	6,4416198	,74011047	,94997284	,72741008

Tablo:6.7. Parametrelerin Nihai Tahminleri

	Tahmin	Standart Hata	t-Oranı	Yaklaşık Olasılık
AR(1)	,74011047	,07361107	10,054337	,0000000
MA(1)	,94997284	,04728271	20,091334	,0000000
SMA(1)	,72741008	,06666279	10,911785	,0000000
Gözlem Sayısı		192		
Fark Almadan Sonraki Gözlem Sayısı		179		
Hata Kareleri Toplamı		6,4416198		
Dönüştürmede Kullanılan Fark Alma		(Doğal Logaritması Alınmış Serinin) 12. Mertebeden Mevsimlik ve 1. Mertebeden Mevsimlik Olmayan		

Yukarıdaki Tablo:6.6'da ilgili turizm geliri serisi için her iterasyondaki parametre tahminleri ve hata kareleri toplamları gösterilmiştir. Tablo:6.7'de ise söz konusu seri için nihai parametreler gösterilmiştir. Buna göre ilgili üç parametre de istatistik açıdan anlamlı, yani sıfırdan farklıdır.

Bu durumda, turizm geliri serisine uygun Box-Jenkins modeli,

$$Y_t^* = \ln Y_t \text{ olmak üzere,}$$

$$\text{ARIMA}(1,1,1)(0,1,1)_{12}$$

$$= (1-\phi B)(1-B^{12})(1-B)Y_t^* = (1-\Theta B^{12})(1-\theta B)a_t$$

$$= (1-0,74011047 B)(1-B^{12})(1-B)Y_t^* = (1-0,72741008 B^{12})$$

$$(1-0,94997284 B)a_t \quad (6.2)$$

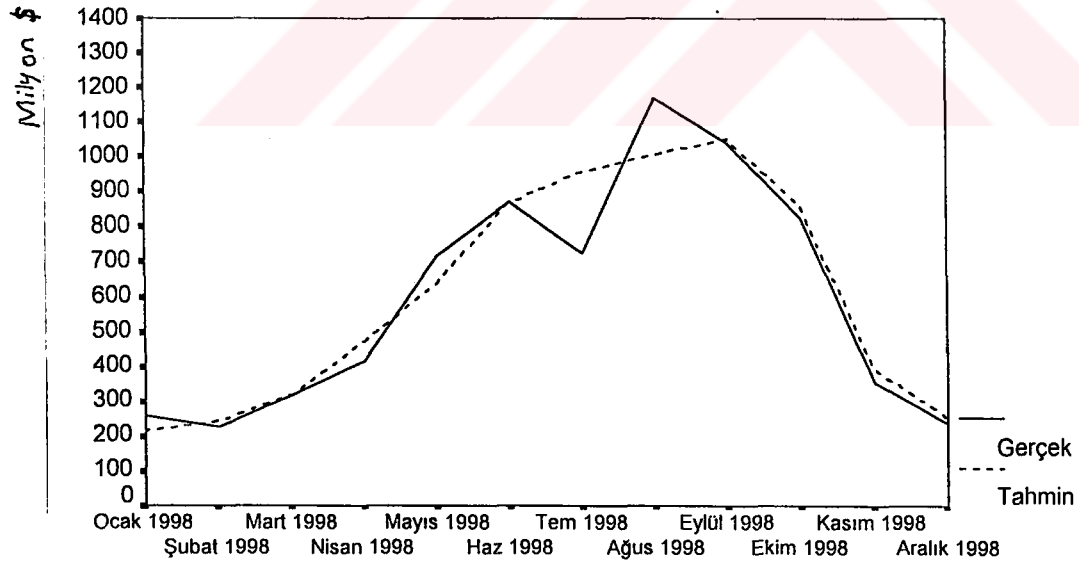
şeklinde ifade edilebilir.

Bu modele göre son bir yılın yani 1998 yılına ait gerçek ve tahmin değerleri ile tahmin değerlerinin %95 güvenle alt ve üst sınırları aşağıda Tablo:6.8'de verilmiştir. Söz konusu tablodan da görüldüğü üzere, tahmin değerlerinin hepsi %95 güven sınırları içerisinde kalmıştır. İlgili yıla ait gerçek ve tahmin değerlerinin yer aldığı ve tahmin değerlerinin alt ve üst sınırlarının

birlikte verildiği grafikler Şekil-6.18 ve 6.19'da verilmiştir. Bu grafiklerden de görüldüğü gibi, tahmin değerleri %95 güven sınırları içerisinde kalırken aynı zamanda gerçek değerlere de son derece yakın oldukları gözlemlenmektedir. Bu da modelimizin uygun olduğunu gösterir.

Tablo:6.8. Son Bir Yıla Ait Aylık Turizm Geliri Gerçek ve Tahmin Değerleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri(Milyon \$)

Yıl-Ay	Gerçek	Tahmin	Alt Sınır	Üst Sınır
1998 Ocak	261,000	215,38	149,29	310,75
1998 Şubat	229,000	245,48	170,15	354,17
1998 Mart	318,000	319,73	221,62	461,29
1998 Nisan	420,000	472,10	327,22	681,12
1998 Mayıs	718,000	641,80	444,85	925,95
1998 Haziran	870,000	868,41	601,91	1252,89
1998 Temmuz	729,000	957,74	663,84	1381,78
1998 Ağustos	1169,000	1008,04	698,70	1454,35
1998 Eylül	1041,000	1051,22	728,63	1516,64
1998 Ekim	827,000	861,54	597,15	1242,97
1998 Kasım	357,000	395,84	274,37	571,10
1998 Aralık	239,000	256,80	178,00	370,50



Şekil-6.18. Son Bir Yıla Ait Aylık Turizm Gelirinin Gerçek ve Tahmin Değerlerinin Grafiği





Şekil-6.20 incelendiğinde turizm geliri verilerinin hata terimlerinin normal/normale yakın dağıldığı gözlemlenmektedir. Şekil-6.21'e göre de ilgili hata serisi değerleri belirli bir şekile/eğilime sahip değildir. Dolayısıyla ilgili modelin turizm geliri serisine uygun olduğu söylenebilir.

Gec	Oto Kor.	Stand. Hata	Box-Ljung								Prob.		
			-1	-.75	-.5	-.25	0	.25	.5	.75		1	
1	-,063	,074					. *   .					,717	,397
2	,003	,074					. * .					,719	,698
3	,104	,074					.  **.					2,702	,440
4	-,066	,073					. *   .					3,497	,478
5	-,061	,073					. *   .					4,183	,523
6	-,017	,073					. * .					4,236	,645
7	,038	,073					.  * .					4,511	,719
8	-,050	,073					. *   .					4,985	,759
9	,043	,072					.  * .					5,334	,804
10	-,052	,072					. *   .					5,852	,828
11	,073	,072					.  * .					6,880	,809
12	,034	,072					.  * .					7,107	,850
13	-,018	,072					. * .					7,170	,893
14	,038	,071					.  * .					7,458	,916
15	-,020	,071					. * .					7,539	,941
16	-,025	,071					. * .					7,663	,958
17	-,010	,071					. * .					7,684	,973
18	-,113	,070					. **   .					10,251	,923
19	-,013	,070					. * .					10,285	,946
20	-,076	,070					. **   .					11,456	,934
21	-,117	,070					. **   .					14,283	,857
22	,036	,070					.  * .					14,551	,881
23	-,024	,069					. * .					14,675	,906
24	,031	,069					.  * .					14,878	,924
25	-,007	,069					. * .					14,889	,944
26	,011	,069					. * .					14,914	,959
27	,042	,068					.  * .					15,288	,965
28	-,047	,068					. *   .					15,764	,969
29	-,007	,068					. * .					15,774	,978
30	-,055	,068					. *   .					16,420	,979
31	-,075	,068					. *   .					17,643	,974
32	-,042	,067					. *   .					18,038	,978
33	-,086	,067					. **   .					19,671	,968
34	-,086	,067					. **   .					21,335	,955
35	,103	,067					.  **.					23,729	,926
36	,082	,066					.  **.					25,246	,910

Şekil-6.21. Hata Terimlerinin Otokorelasyon Grafiği

Yukarıdaki turizm gelirine ait hata terimleri serisi için çeşitli gecikmelere göre hesaplanan Q istatistikleri aşağıda Tablo:6.9'da verilmiştir.

Tablo:6.9. Çeşitli Gecikme Değerleri İçin Q ve  $\chi^2_{\text{tablo}}$  Değerleri

Gecikme	Q İstatistiği	$\chi^2_{0.05}$ Tablo	SD
12	7,107	16,919	9
24	14,878	32,671	21
36	25,246	43,773	33 $\approx$ 30

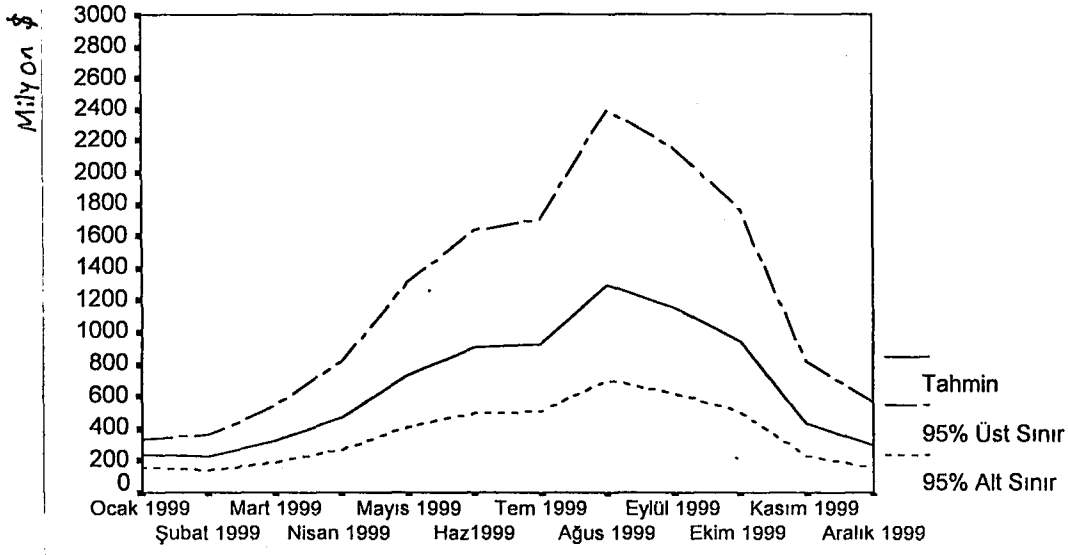
Yukarıdaki Tablo:6.9'a göre 12, 24 ve 36. gecikmeler için  $\chi^2_{\text{hesap}} < \chi^2_{\text{tablo}}$  olarak bulunmuştur. Dolayısıyla bu test, hata paylarının sistematik bir eğilime sahip olmadıklarını göstermektedir. Bu özelliklere sahip olan Logaritmik ARIMA(1,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> modeli, turizm geliri serisi için nihai model olarak kabul edilebilir ve gelecek tahmininde kullanılabilir özelliktedir.

#### 6.3.4. Türkiye'nin Turizm Geliri İçin Gelecek Tahmini

Burada, 1983-1998 dönemine ait aylık verilerden yararlanılarak elde edilen ve uygun olduğuna karar verdiğimiz ARIMA(1,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub> modeli yardımı ile 1999 yılının aylar itibari ile turizm gelirini tahmin edeceğiz. Söz konusu bu model yardımı ile 1999 yılının 12 aylık turizm geliri tahminleri aşağıda Tablo-6.10'da verilmiştir.

Tablo:6.10. 1999 Yılına Ait Aylık Turizm Geliri Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri(%95 Güvenle Milyon \$)

Yıl-Ay	Tahmin	Alt Sınır	Üst Sınır	St Hata
Ocak 1999	234,5	162,5	338,3	43,5
Şubat 1999	226,2	141,8	360,9	53,5
Mart 1999	322,4	191,3	543,3	85,2
Nisan 1999	470,8	270,1	820,6	132,5
Mayıs 1999	737,1	413,5	1313,8	215,8
Haziran 1999	903,0	498,6	1635,4	271,7
Temmuz 1999	931,6	508,4	1707,2	285,9
Ağustos 1999	1295,6	700,4	2396,5	403,7
Eylül 1999	1158,4	621,5	2159,2	365,4
Ekim 1999	944,6	503,5	1772,0	301,1
Kasım 1999	435,6	230,9	821,9	140,1
Aralık 1999	300,5	158,4	569,9	97,4



Şekil-6.22. 1999 Yılına Ait Aylık Turizm Geliri Tahminleri ile Alt-Üst Sınır Değerleri

Tablo:6.10 ve Şekil-6.22'de 1999 yılına ait aylık turizm geliri tahmin değerleri ile alt ve üst sınır değerleri yer almaktadır. Hesaplama 12 aylık tahmin yapılmışsa da en fazla üç ay sonraki tahminleri kullanmak daha güvenilirdir.

## SONUÇ

Günümüzün en önemli problemlerinden biri, belki de en önemlisi, belirsiz olan gelecek için kararlar vermek, tahminler yapmaktır. Bu amaçla bir çok teknik geliştirilmiştir. Bunlardan biri de zamana bağlı bir seriyi analiz ederek bu serinin geleceğinin tahmininde kullanılan Box-Jenkins yöntemidir.

Box-Jenkins yöntemi, bir zaman serisinin yapısını belirlediği, gözlem değerlerinin aralarındaki bağımlılığı en etkili bir şekilde kullandığı ve model belirleme aşamalarında istatistik testlere yer verdiği için, diğer tahmin yöntemlerine göre kısa dönem tahmin yapmada üstün bir yöntemdir.

Stokastik süreçlere dayanan Box-Jenkins tahmin modelleri, durağan, durağan olmayan, mevsimsel ve mevsimsel olmayan her çeşit zaman serisine uygulanabilen en genel ve en esnek tahmin modelleridir.

Box-Jenkins yönteminde, çok çeşitli model içerisinden, incelenen zaman serisine uyan modelin belirlenmesi, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon gibi objektif yöntemlere dayanılarak yapılmaktadır. Ayrıca seçilen modelin zaman serisine uygunluğu her aşamada kontrol edilebilmektedir. Keza modelin geçici ve etkin parametre tahminleri de objektif yöntemlerle yapılır. Bu modelle yapılan tahminlerin en küçük hata kareli olması, bu tekniğin diğer tekniklerden daha üstün olduğunu göstermektedir.

Box-Jenkins tekniğinin her çeşit zaman serilerine uygulanabilir olması ve diğer tahmin tekniklerine nazaran daha iyi sonuçlar vermesi nedeniyle tercih edilmektedir. Diğer yandan Box-Jenkins tekniği diğer tahmin tekniklerinin çoğu gibi deterministik değil stokastiktir. Dolayısıyla söz konusu modeller ile aralık tahminleri yapmak mümkündür.

Box-Jenkins modellerindeki hesaplamalar her türlü bilgisayarda kolaylıkla yapılabilmektedir. Ancak, modeli kullanacakların belirli bir bilgi seviyesinde olmaları gerekmektedir.

Box-Jenkins modelleri, her türlü zaman serilerine uygulanabilen modellerdir. Turizmle ilgili verileri içeren seriler de zamana bağlı seriler olduğu için, bu seriler de Box-Jenkins modelleri ile analiz edilebilir.

Son yıllarda ekonomik ve kültürel alanlarda meydana gelen değişimler, özellikle gelişmiş ülkelerde turizm hareketlerini büyük ölçüde artırmıştır. Bu da ilgili ülkelerin turizm faaliyetlerinin geliştirmelerini ve diğer ülkelerle rekabetini artırmıştır.

Turizmin çekici yönlerinden en önemlisi, ekonomik faydasını daha kısa sürede gösterebilmesidir. Bir turizm yatırımının getiri sağlamadan önceki hazırlık dönemi, diğer sektörlerdeki yatırımlara oranla çok daha kısadır. Turizm, başarılı bir tanıtım kampanyasından en fazla iki yıl sonra, ilgili ülkeye döviz geliri ve istihdam artışı sağlayabilen bir sektördür. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin ekonomik kalkınmalarını gerçekleştirmede karşılaştıkları en büyük sorun olan döviz darboğazının aşılmasında, turizm yolu ile elde edilen dövizler, bir çıkış yolu olarak son derece önemli bir yere sahiptir. Ayrıca turizm harcamaları ve turizm amaçlı yatırımlar da ülke ekonomisine bir canlılık kazandırmaktadır.

Türkiye 1980'lerden sonra, bir çok alanda olduğu gibi, turizm alanında da önemli atılımlar gerçekleştirmiş ve turizm, ekonomide en gözde sektörlerden biri haline gelmiştir. Turizm sektörü için gelişme dönemi olarak adlandırılacak bu dönemde, 24 Ocak İstikrar Tedbirleri ile uygulamaya başlanan dışa açık büyüme modelinde, Türk turizminin arz kapasitesinin artırılması amacı ile uygulanan teşvik ve kredi politikalarının etkisi, bu dönemdeki kamu arazisi tahsisleri, diğer sektörlerde görülen dar boğazlar nedeniyle girişimcilerin ilgisini turizm sektörüne çekmiş, henüz düşük olan arsa fiyatları ve işçi ücretleri sektörel yatırımların artmasına yol açmıştır. Bu gelişmeler de, 1980-1998 döneminde Türkiye'ye gelen yabancı sayısının 1288060'tan 9752697'ye, turizm gelirlerinin de 326.7 milyon dolardan yaklaşık 7.809 milyar dolara çıkartmasına ve turizm gelirin GSMH içindeki payını yaklaşık %4'ler seviyesine ulaşmasına yol açmıştır.

Bütün bu gelişmelerle birlikte, Türkiye'nin turizm sektörüne ilişkin verilerini, diğer önemli turizm ülkeleri ile karşılaştırdığımızda, turizm potansiyeline uygun bir konumda olmadığı görülür. Dünyada turizm sektörü

açısından Fransa, ABD, İspanya, İtalya, İngiltere gibi ülkeler ilk sıralarda yer alırken, Türkiye ancak ilk 20 ülke arasına girebilmektedir. Halbuki, dünyadaki önemli turizm ülkelerinin Avrupa'da, özellikle Akdeniz Havzası içinde bulunması, Türkiye'nin turizm sektörü açısından büyük bir avantaja sahip olduğunu gösterir.

Turizm geliri ve turizm harcaması bakımından dünyada ilk sırayı alan Avrupa ülkelerine yakın olan Türkiye'nin, turizm gelirlerini daha fazla artırma imkanı vardır. Genel olarak ifade etmek gerekirse, değişen dünya koşulları dikkate alındığında, önümüzdeki yıllarda Türkiye, turizmden daha fazla yararlanabilir. Bunun için gerekli tanıtım yapılmalı, bu bağlamda deniz, güneş, kum gibi doğal güzellikler ve tarihi değerler ağırlıklı turizm pazarlama anlayışına öncelik verilmelidir. Ayrıca kaplıca, kış, dağ, yayla, kültür, üçüncü yaş turizmi gibi ülkemizde var olan değişik turizm olanaklarının da tanıtım ve pazarlama faaliyetlerinin daha iyi ve bilinçli bir şekilde yapılması gerekmektedir. Bunun yanında acil çözümler isteyen sektör sorunlarına önem verilerek yeterli desteklerin sağlanması da gerekir.

Bütün bu işlemlerin doğru, güvenilir ve gerekli bir şekilde yapılabilmesi için, Türkiye'nin ağırladığı turist sayısının ve elde ettiği turizm gelirinin bilinmesi, ve gelecek dönemlerde de bu değerlerin ne olacağını belirlenmesi gerekli hatta zorunludur. Bu amaçla 1983-1998 dönemlerinde Türkiye'ye gelen turist sayısı ve turizm geliri verileri analiz edilmiş, Box-Jenkins tekniği yardımıyla söz konusu bu veriler için model kurulmuş ve gelecek tahminleri yapılmıştır.

Box-Jenkins yönteminde ilk aşama ilgili serinin durağanlaştırılmasıdır. İncelediğimiz her iki seri de durağan olmadığından önce durağanlaştırma işlemine tabi tutulmuşlardır. Durağanlaştırma için her iki serinin birinci mertebeden mevsimsel ve mevsimsel olmayan farkları alınmış, ancak durağanlığın tam olarak sağlanmadığı görüldüğünden serilerin logaritmaları alınarak mevsimsel ve mevsimsel olmayan farkları alınmış ve böylece durağanlık sağlanmıştır. Bu durum Rule of Thumb prosedürü ve Q testi ile de teyit edilmiştir.

Durağan hale getirilen serilerin AR ve MA mertebelerinin belirlenmesi için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerinden faydalanılmıştır. Bilgisayar yardımıyla AR ve MA dereceleri için çeşitli değerler verilerek en uygun olan

değerler (hata kareler toplamı en küçük olan, AIC kriteri en küçük olan ...) elde edilmiştir.

Buna göre 1983-1998 döneminde Türkiye'ye gelen yabancı turist sayısının en iyi  $ARIMA(1,1,1)(0,1,1)_{12}$  modeli ile temsil edilebileceği belirlenmiştir. Yine 1983-1998 döneminde Türkiye'nin turizm gelirinin de  $ARIMA(1,1,1)(0,1,1)_{12}$  modeli ile temsil edilebileceği ortaya çıkmıştır.

Söz konusu modellerle de 1999 yılı yabancı turist sayısı ve turizm geliri değerleri tahmin edilmiştir. önceki bölümlerde ifade edildiği üzere Box-Jenkins yöntemi kısa dönem tahminlerinde daha başarılı tahminler vermektedir. Uygulamada belirlediğimiz her iki modele dayanılarak yapılan tahminlerin hatalarının ilk dönemlerde düşük olması da, bu yöntemin kısa dönemde güvenilir tahmin yapmada üstün bir yöntem olduğunu açıkça ortaya koymaktadır.



## EKLER

Ek-1: 1983-1998 Yılları Arasında Türkiye'ye Gelen Aylık Yabancı Turist Sayısı

Yıl-Ay	T. Sayısı	Yıl-Ay	T. Sayısı	Yıl-Ay	T. Sayısı
1983 Ocak	45710	1987 Ocak	78840	1991 Ocak	162909
1983 Şubat	40812	1987 Şubat	92159	1991 Şubat	157716
1983 Mart	68893	1987 Mart	107036	1991 Mart	282826
1983 Nisan	97505	1987 Nisan	233492	1991 Nisan	384748
1983 Mayıs	159819	1987 Mayıs	290226	1991 Mayıs	509831
1983 Haziran	145454	1987 Haziran	326529	1991 Haziran	521027
1983 Temmuz	252101	1987 Temmuz	399735	1991 Temmuz	639428
1983 Ağustos	230862	1987 Ağustos	464412	1991 Ağustos	763122
1983 Eylül	197701	1987 Eylül	348014	1991 Eylül	775328
1983 Ekim	130863	1987 Ekim	268340	1991 Ekim	584162
1983 Kasım	67645	1987 Kasım	156815	1991 Kasım	405172
1983 Aralık	69192	1987 Aralık	140467	1991 Aralık	366694
1984 Ocak	54633	1988 Ocak	115227	1992 Ocak	210979
1984 Şubat	57358	1988 Şubat	129728	1992 Şubat	257227
1984 Mart	77881	1988 Mart	205607	1992 Mart	340116
1984 Nisan	139633	1988 Nisan	304283	1992 Nisan	581988
1984 Mayıs	168896	1988 Mayıs	457727	1992 Mayıs	740377
1984 Haziran	180408	1988 Haziran	439462	1992 Haziran	728689
1984 Temmuz	265050	1988 Temmuz	604752	1992 Temmuz	973126
1984 Ağustos	277334	1988 Ağustos	627116	1992 Ağustos	995496
1984 Eylül	262041	1988 Eylül	552949	1992 Eylül	864003
1984 Ekim	171443	1988 Ekim	453191	1992 Ekim	700060
1984 Kasım	112649	1988 Kasım	208459	1992 Kasım	373294
1984 Aralık	88011	1988 Aralık	166696	1992 Aralık	338710
1985 Ocak	77192	1989 Ocak	113537	1993 Ocak	213998
1985 Şubat	74563	1989 Şubat	128543	1993 Şubat	275392
1985 Mart	114790	1989 Mart	253748	1993 Mart	346087
1985 Nisan	156623	1989 Nisan	348069	1993 Nisan	580750
1985 Mayıs	202650	1989 Mayıs	485824	1993 Mayıs	799651
1985 Haziran	234232	1989 Haziran	449228	1993 Haziran	682073
1985 Temmuz	344221	1989 Temmuz	568652	1993 Temmuz	746153
1985 Ağustos	350678	1989 Ağustos	643487	1993 Ağustos	786685
1985 Eylül	264276	1989 Eylül	611920	1993 Eylül	695978
1985 Ekim	189214	1989 Ekim	468497	1993 Ekim	701916
1985 Kasım	99575	1989 Kasım	249317	1993 Kasım	384619
1985 Aralık	82203	1989 Aralık	195255	1993 Aralık	311900
1986 Ocak	81026	1990 Ocak	115592	1994 Ocak	269665
1986 Şubat	77997	1990 Şubat	143656	1994 Şubat	303732
1986 Mart	139304	1990 Mart	242798	1994 Mart	396305
1986 Nisan	182449	1990 Nisan	431486	1994 Nisan	471257
1986 Mayıs	233228	1990 Mayıs	529522	1994 Mayıs	647083
1986 Haziran	236685	1990 Haziran	561168	1994 Haziran	673759
1986 Temmuz	319274	1990 Temmuz	708272	1994 Temmuz	822609
1986 Ağustos	339840	1990 Ağustos	778604	1994 Ağustos	901875
1986 Eylül	278737	1990 Eylül	668542	1994 Eylül	772971
1986 Ekim	231336	1990 Ekim	527027	1994 Ekim	697332
1986 Kasım	148828	1990 Kasım	367868	1994 Kasım	394901
1986 Aralık	128578	1990 Aralık	323213	1994 Aralık	344216

**Ek-1: (Devam)**

1995 Ocak	276633	1997 Ocak	302452
1995 Şubat	304287	1997 Şubat	315745
1995 Mart	370184	1997 Mart	557148
1995 Nisan	536253	1997 Nisan	642080
1995 Mayıs	734238	1997 Mayıs	1003366
1995 Haziran	813239	1997 Haziran	1047568
1995 Temmuz	1011097	1997 Temmuz	1208997
1995 Ağustos	1066584	1997 Ağustos	1427984
1995 Eylül	1057119	1997 Eylül	1298645
1995 Ekim	841635	1997 Ekim	949270
1995 Kasım	394164	1997 Kasım	540201
1995 Aralık	341956	1997 Aralık	419054
1996 Ocak	287178	1998 Ocak	346183
1996 Şubat	326187	1998 Şubat	371526
1996 Mart	539738	1998 Mart	476756
1996 Nisan	557846	1998 Nisan	642332
1996 Mayıs	878197	1998 Mayıs	986237
1996 Haziran	902258	1998 Haziran	1062961
1996 Temmuz	1011137	1998 Temmuz	1288439
1996 Ağustos	1155810	1998 Ağustos	1460075
1996 Eylül	1118972	1998 Eylül	1209256
1996 Ekim	911022	1998 Ekim	1035237
1996 Kasım	453461	1998 Kasım	502638
1996 Aralık	394972	1998 Aralık	371057

Ek-2: 1983-1998 Yılları Arasında Türkiye'nin Aylık Turizm Geliri (Milyon \$)

Yıl-Ay	T. Geliri	Yıl-Ay	T. Geliri	Yıl-Ay	T. Geliri
1983 Ocak	22	1987 Ocak	54	1991 Ocak	84
1983 Şubat	26	1987 Şubat	54	1991 Şubat	86
1983 Mart	23	1987 Mart	50	1991 Mart	126
1983 Nisan	26	1987 Nisan	95	1991 Nisan	144
1983 Mayıs	43	1987 Mayıs	125	1991 Mayıs	186
1983 Haziran	30	1987 Haziran	144	1991 Haziran	250
1983 Temmuz	34	1987 Temmuz	174	1991 Temmuz	320
1983 Ağustos	59	1987 Ağustos	255	1991 Ağustos	434
1983 Eylül	42	1987 Eylül	201	1991 Eylül	384
1983 Ekim	41	1987 Ekim	172	1991 Ekim	308
1983 Kasım	29	1987 Kasım	90	1991 Kasım	201
1983 Aralık	35	1987 Aralık	62	1991 Aralık	131
1984 Ocak	28	1988 Ocak	86	1992 Ocak	95
1984 Şubat	27	1988 Şubat	73	1992 Şubat	126
1984 Mart	39	1988 Mart	105	1992 Mart	166
1984 Nisan	57	1988 Nisan	156	1992 Nisan	252
1984 Mayıs	71	1988 Mayıs	213	1992 Mayıs	369
1984 Haziran	79	1988 Haziran	260	1992 Haziran	398
1984 Temmuz	117	1988 Temmuz	286	1992 Temmuz	465
1984 Ağustos	123	1988 Ağustos	360	1992 Ağustos	578
1984 Eylül	106	1988 Eylül	322	1992 Eylül	502
1984 Ekim	81	1988 Ekim	276	1992 Ekim	418
1984 Kasım	57	1988 Kasım	125	1992 Kasım	159
1984 Aralık	53	1988 Aralık	95	1992 Aralık	111
1985 Ocak	94	1989 Ocak	69	1993 Ocak	100
1985 Şubat	88	1989 Şubat	59	1993 Şubat	115
1985 Mart	124	1989 Mart	108	1993 Mart	158
1985 Nisan	166	1989 Nisan	148	1993 Nisan	300
1985 Mayıs	137	1989 Mayıs	267	1993 Mayıs	462
1985 Haziran	134	1989 Haziran	283	1993 Haziran	448
1985 Temmuz	181	1989 Temmuz	316	1993 Temmuz	469
1985 Ağustos	229	1989 Ağustos	387	1993 Ağustos	527
1985 Eylül	120	1989 Eylül	368	1993 Eylül	463
1985 Ekim	101	1989 Ekim	334	1993 Ekim	520
1985 Kasım	59	1989 Kasım	135	1993 Kasım	239
1985 Aralık	48	1989 Aralık	84	1993 Aralık	158
1986 Ocak	43	1990 Ocak	85	1994 Ocak	134
1986 Şubat	37	1990 Şubat	79	1994 Şubat	136
1986 Mart	55	1990 Mart	130	1994 Mart	171
1986 Nisan	92	1990 Nisan	339	1994 Nisan	249
1986 Mayıs	114	1990 Mayıs	360	1994 Mayıs	340
1986 Haziran	128	1990 Haziran	296	1994 Haziran	409
1986 Temmuz	150	1990 Temmuz	320	1994 Temmuz	497
1986 Ağustos	189	1990 Ağustos	499	1994 Ağustos	673
1986 Eylül	164	1990 Eylül	435	1994 Eylül	632
1986 Ekim	101	1990 Ekim	339	1994 Ekim	601
1986 Kasım	87	1990 Kasım	184	1994 Kasım	294
1986 Aralık	56	1990 Aralık	159	1994 Aralık	185

## Ek-2: (Devam)

Yıl-Ay	T. Geliri	Yıl-Ay	T. Geliri
1995 Ocak	164	1997 Ocak	212
1995 Şubat	154	1997 Şubat	175
1995 Mart	183	1997 Mart	312
1995 Nisan	279	1997 Nisan	416
1995 Mayıs	419	1997 Mayıs	707
1995 Haziran	559	1997 Haziran	794
1995 Temmuz	632	1997 Temmuz	854
1995 Ağustos	837	1997 Ağustos	1.169
1995 Eylül	734	1997 Eylül	1.054
1995 Ekim	595	1997 Ekim	715
1995 Kasım	227	1997 Kasım	358
1995 Aralık	174	1997 Aralık	236
1996 Ocak	174	1998 Ocak	261
1996 Şubat	175	1998 Şubat	229
1996 Mart	206	1998 Mart	318
1996 Nisan	307	1998 Nisan	420
1996 Mayıs	439	1998 Mayıs	718
1996 Haziran	687	1998 Haziran	870
1996 Temmuz	704	1998 Temmuz	729
1996 Ağustos	886	1998 Ağustos	1.169
1996 Eylül	800	1998 Eylül	1.041
1996 Ekim	705	1998 Ekim	827
1996 Kasım	329	1998 Kasım	357
1996 Aralık	238	1998 Aralık	239

## KAYNAKÇA

- ABRAHAM, B. and J. LEDOLTER. **Statistical Methods for Forecasting**, New York: John Wiley and Sons, 1983.
- AKAT, Ömer. **Pazarlama Ağırlıklı Turizm İşletmeciliği**, Bursa: Ekin Kitabevi, 1997.
- AKGÜL, Aziz. **Tıbbi Araştırmalarda İstatistiksel Analiz Teknikleri "SPSS Uygulamaları"**, Ankara: Yükseköğretim Kurulu Matbaası, 1997.
- AKGÜL, Işıl. "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Endeksi'nin Kısa Dönemli Tahmini: Box-Jenkins Yöntemi", **Çukurova Üniv. İ.İ.B.F. Dergisi**, C:5, Sayı:1, 1995, s.159-177.
- ALLEN, L.E. **Multiple Regression and The Analysis and Covariance**, New York: W.H. Freeman Company, 1985.
- ALTAN, M. Emin. **Yüksek Matematik I**, 6. Baskı, İstanbul: Birsen Kitabevi, 1977.
- ANDERSON, O.D. **Time Series Analysis and Forecasting: Box-Jenkins Approach**, London: Butter Worths Group, 1977.
- ANDERSON, O.D. "The Interpretation of Box-Jenkins Time Series Models", **Journal of the Statistical Society**, C.20, No.2, June 1977, s.129-135.
- ANDREWS, Donald W.K. and Werner PLOBERGER. "Testing for serial correlation against an ARMA(1,1) process", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 91, Issue 435, Sep1996, s.12-1331.
- ARICI, Hüsnü. **İstatistik -Yöntem ve uygulamalar-**, Geliştirilmiş Yeni Baskı, Ankara: Meteksan A.Ş., 1993.
- ARKIN, Herbert and Raymond R. COLTON –Çeviren:Saim KENDİR-. **Ekonomi, İşletmecilik, Psikoloji, Eğitim ve Biyolojiye Uygulanan İstatistik Metotlar**, Ankara: Ayyıldız Matbaası AŞ., 1968.
- BARUTÇUGİL, İ.Sabit. **Turizm Ekonomisi ve Turizmin Türkiye Ekonomisindeki Yeri**, İstanbul: Beta Yayınevi, 1986.

- BERENSON, Mark L. and David M. LEVINE. **Basic Business Statistics Concepts and Application**, Sixth Edition, New Jersey: Prentice-Hall International Inc. 1996.
- BOWEN, Earl K. and Martin K. STARR. **Basic Statistics for Business and Economics**, London: McGraw-Hill International Editions, 1994.
- BOWERMAN, Bruce L., Richard T. O'CONNELL: **Forecasting and Time Series: An Applied Approach**, 3<sup>rd</sup> Edition, California: Duxbury Press, 1993.
- BOX, George E. P. and Gwilym M. JENKINS. **Time Series Analysis Forecasting and Control**, Revised Edition, California: Holden Day Inc., 1976.
- BOZOK, Düriye. "Turizm ve Çevre", **Kalkınma**, Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. Yayını, Sayı:45, Şubat 1994, s.43-46.
- BULUÇ, Gülçin. "Sosyo-Ekonomik Değişkenler ve Turizm Talebine Etkileri", **D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:12, Sayı:II, 1997, s.101-109.
- BURNAK, Nimetullah. "Mevsimsel Dalgalanma Gösteren Zaman Serilerinin Matematiksel Modeli" **Eskişehir İktisadi ve ticari İlimler Akademisi Dergisi**, Cilt:XVIII, Sayı:2, Haziran 1982, s.370-382.
- CHAO, L.L. **Statistics: Methods and Analysis**. 2<sup>nd</sup> Edition, New York: McGraw Hill Book Company, 1974.
- CHARLES, R. and Nel SON. **Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting**, USA: Holden Day Inc., 1973.
- CHARMBERS, John C., Stainer K. MULLICK and Donald D. SMITH. "How to Choose the right Forecasting Technique", **Harvard Business Review**, July-Agust 1971, s.55.
- CHATFIELD, Christopher. **The Analysis of Time Series an Intoduction**, 4<sup>th</sup> Edition, London: Chapman and Hall, 1991.
- CHATFIELD, C. **The analysis of Time Series Theory and Practice**, London: Chapman and Hall, 1975.

- CHATFIELD, C. and D.L. PROTHERO. "Box-Jenkins Seasonal Forecasting: Problems in a Case Study", **Journal of the Royal Statistical Society, A Series**, C.136, 1973, s.295-336.
- CHU, Fong-Lin. "Forecasting tourist arrivals: Nonlinear sine wave or ARIMA?", **Journal of Travel Research**, Vol. 36, Issue 3, Winter1998, s.6-79.
- CILLOV, Haluk. **İstatistik Metodları**, İstanbul: 1975.
- CRYER, Jonathan D. **Time Series Analysis**. Boston: PWS-KENT Publishing Company, 1986.
- CRYER, Johathan D. and John C. NANKERVIS. "Forecast error symmetry in ARIMA models", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 85, Issue 411, Sep1990, s.5-724.
- ÇORBACI, Abdulkadir. "Türk Turizminde 2000'li Yıllarda Boş Zaman Faaliyetleri ve Türk Kültürü", **Kalkınma**, Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. Yayını, Sayı:44, Ekim 1993, s.27-30.
- ÇORUH, Selahattin. **Genel Turizm Bilgisi**, Ankara: Güven Matbaası, 1979.
- ÇÖMLEKÇİ, Necla. **İstatistik**, Eskişehir: Bilim ve Teknik Kitabevi, 1982.
- DALLI, Özen. "Turizmin Türk Ekonomisindeki Yeri", **3. İzmir İktisat Kongresi**, DPT yayını, 1992, s.237-240.
- DAVIS, Harold T. **The Analysis of Economic Time Series**, Reissued Edition, Texas: The Principle Press of Trinity University, 1963.
- DEMİRCİOĞLU, A. Güzin. "Turizm-Çevre Etkileşimi Bakımından Sürdürülebilir Turizm Planlaması", **D. E. Ü. İ. İ. B. F. Dergisi**, Cilt:12, Sayı:2, 1997, s.135-147.
- DERİŞ, Füsun. "Zaman Serisi Modelleriyle İleriye Tahmin ve Türkiye Ekonomisi Üzerine Bir Uygulama" **T.C. Başbakanlık D.İ.E. Araştırma Sempozyumu'97 Bildirileri**, 24-26 Kasım 1997, s.187-190.
- DRAPER, N.R. and H. SMITH. **Applied Regression Analysis**, New York: John Wiley and Sons., 1980.



- EGELİ, Hüseyin A. "Türk Turizminin Gelişimini Etkileyen Faktörler ve Diğer Sektörlerle İlişkisi", **D. E. Ü. İ. İ. B. F. Dergisi**, Cilt:12, Sayı:II, 1997, s.111-133.
- EKEBLAD, F.A.. **The Statistical Method in Business**, New York: John Wiley and Sons Inc., 1962.
- EKERN, Steinar. "Forecasting with Adaptive Filtering: A Chiritacl Reexamination", **Operational Research Quarterly**, Vol.27, No:3, 1976, s.705-707.
- ELLIS, Craig. "Estimation of the ARFIMA (p, d, q) fractional differencing parameter (d) using the classical rescaled adjusted range technique", **International Review of Financial-Analysis**, Vol. 8, Issue 1, 1999, s.13-53.
- ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**, New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- ERGOĞAN, Harun. **Ekonomik, Sosyal, Kültürel, Çevresel Yönleriyle Uluslararası Turizm**, Bursa: 1996.
- ERTEK, Tümay. **Ekonometriye Giriş**, Genişletilmiş İkinci baskı, İstanbul: Beta Basım Yayım, 1996.
- Executive Summary, Tourism 2020 Vision**, A New Forecast From The World Tourism Organization, WTO, Madrid: 1996.
- FARLEY, John and L. Melvin HINICH. **Spectral Analysis, In Handbook of Marketing Research**, U.S.A.: McGraw-Hill, Inc., 1974.
- FARNUM, N.R. and L.W. Stanton. **Quantitative Forecasting Methods**, Boston: PWS-Kent Publishing Com., 1989.
- FISHMAN, G.S. **Spectral Methods in Econometrics**, Cambridge: Harward Unv. Press, 1969.
- FREUD, J.E. **Elementary Business Statistics: The Modern Approach**, New Jersey: Prentice Hill Inc., 1964.



- FULLER, Wasney A. **Introduction to Statistical Time Series**, USA: John-Wiley and Sons Inc., 1976.
- GARCIA-JURADO, I. and W. GONZALEZ-MANTEIGA. "Predicting using Box-Jenkins, nonparametric, and bootstrap techniques", **Technometrics**, Vol. 37, Issue 3, Aug1995, s.8-303.
- GENCELLİ, Mehmet. **Ekonometride İstatistik İlkeler**, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1989.
- GHYSELS, Eric and Clive W.J. GRANGER. "Is Seasonal Adjustment a Linear or Nonlinear Data-Filtering Process?" **Journal of Business & Economic Statistics**, Vol. 14, Issue 3, Jul1996, s.13-374.
- GÖÇMENÇELEBLİ, Kemal. **İstatistik Metodları**, Ankara: Ogun Kardeşler Matbaacılık Sanayi, 1976.
- GÖKDENİZ, Ayhan. "3. Yaş Grubunun Avrupa Turizm Pazarındaki Payı ve Pazarlama Stratejileri", **Kalkınma**, Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. Yayını, Sayı:45, Şubat 1994, s.31-35.
- GRANGER, C.W.J. and P. Newbold. **Forecasting Economic Time Series**, 2<sup>nd</sup> Edition, London: Academic Press Inc., 1986.
- GUJARATI, Damodar N., **Basic Econometrics**, Singapore: Mc-Graw Hill International Editions, 1995.
- GÜLER, Fazıl. "ARIMA Modeli Uygulamalarında Karşılaşılan Bazı Güçlükler ve Çözüm Önerileri" **Marmara Ünv. İstatistik ve Ekonometri Araştırma ve Uygulama Merkezi Dergisi**, Sayı:2, 1994, s.105-124.
- GÜRTAN, Kenan. **İstatistik ve Araştırma Metotları**, İstanbul: Fatih Yayınevi Matbaası, 1977.
- HAMBURG, Morris. **Statistical Analysis for Decision Making**, New York: Harcourt, Brace and World, Inc., 1970.
- Hanehalkı Turizm Araştırması-1997**, T.C. Turizm Bakanlığı Yatırımlar Genel Müdürlüğü Araştırma ve Değerlendirme Dairesi Başkanlığı, Yayın No:1999/2, 1999.

- HANNAN, E.J. **Time Series Analysis**, New York: Chapman and Hall, 1983.
- HARVEY, A.C. **The Econometric Analysis of Time Series**, Oxford: Philip Alan Publishers Limited, 1981.
- HATİBOĞLU, Zeyyat. **Temel İstatistik**, Yeni İktisat ve İşletme Yönetimi Dizisi No:15, İstanbul: Beta Basım Yayım Dağıtım AŞ., 1994.
- HILL, Tim, Marcus O'CONNOR and William REMUS. "Neural Network Models Form Time Series Forecast" **Management Science**, Vol:42, Number:7, July 1996, s.1082-1092.
- İktisadi Rapor 1990**, Türkiye Ticaret, Sanayi, Deniz Ticaret Odaları ve Ticaret Borsaları Birliği, Ankara: 1990.
- İLKİN, A. ve M.Zeki DİNÇER. **Turizm Kesiminin Türk Ekonomisindeki Yeri ve Önemi**, Ankara: TOBB Yayını, 1991.
- İstatistik Yıllığı 1990**, D.İ.E. Yayını, 1990.
- İstatistik Yıllığı 1995**, D.İ.E. Yayını, 1995.
- İstatistik Yıllığı 1998**, D.İ.E. Yayını, 1998.
- JENKİNS, Gwilym M. and Donald G. WATTS. **Spectral Analysis and Its Application**, California: Holden Day Inc., 1968.
- JOHNSON, J. **Econometric Methods**, 3<sup>rd</sup> Edition, Singapore: McGraw-Hill Book Company, 1984.
- JOHNSON, Lynwood A. and Douglas C. MONTGOMERY. **Operations Research in Production Planning, Scheduling and Inventory Control**, New York: John Wiley and Sons Inc., 1974.
- JONES, Richard H.and Aldo V. VECCHIA. "Fitting Continuous ARMA Models to Unequally Spaced Spatial Data", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 88, Issue 423, Sep1993, s.8-947.
- JUDGE, G.G., W.E. GRIFFITHS, R.C: HILL, H. LÜTKEPOHL and T.C. LEE. **The Theory and Practice of Econometrics**, 2<sup>nd</sup> Edition, Toronto: John Wiley and Sons, 1985.

- KARA, İmdat. "Stokastik Süreçler", **Haydar Furgaç'a Armağan Kitabı**, İstanbul Ün. Yayın No:1966, İktisat Fak. Yayın No: 339, İstanbul: Sermet Matbaası, 1974, s.337.
- KARMEL, P. H. and M. POLASEK. **Applied Statistics for Economists**, 3<sup>th</sup> Edition, London: Pitman Publishing Ltd., 1970.
- KASAP, Reşat ve Hamza GAMGAM. "Zaman Dizilerinde Aykırı değerlerin Tesbitine İlişkin Bir Uygulama", **Gazi Ün. Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi**, C:11, No:2, Nisan 1998, s.359-366.
- KAYIM, Halil. **İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri**, Ankara: H.Ü. İ.İ.B.F. Yayın No:11, 1986.
- KENDALL, Sir Maurice, Alan STUART and J. Keith ORD. **Kendall's Advanced Thory of Statistics**, London: Charles Griffin and Company, 1987.
- KERLINGER, F.N. **Foundations of Behavioral Research**, New York: Holt, Rinehart and Winston Inc., 1967.
- KILIÇBAY, Ahmet. **Uygulamalı Ekonometri**, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1983.
- KMENTA, Jan. **Elements of Econometrics**, 2<sup>nd</sup> Edition, New York: Macmillan Publishing Company, 1990.
- KOUTSOYIANNIS, A. **Ekonometri Kuramı -Ekonometri Yöntemlerinin Tanıtımına Giriş-**, Çev. Ümit Şenesen, 1. Baskı, Ankara: Verso Yayıncılık A.Ş., 1989.
- KOUTSOYIANNIS, A. **Theory of Econometrics**, 2<sup>nd</sup> Edition, United Kingdom: Harper Row Publishers Inc., 1977.
- KÖKSAL, Bilge Aloba. **İstatistik Analiz ve Metodları**, İstanbul: 1980.
- KÖKSAL, Bilge Aloba. **İstatistik Analiz Metodları**, 3. Baskı, İstanbul: Çağlayan Kitabevi, 1985.
- KURTULUŞ, Kemal. **Pazarlama Araştırmaları**, 5. Baskı, İstanbul: İ.Ü. İşletme Fak. Yayın No:28, İ.Ü. İşletme İktisadı Ens. Yayın No:160, 1996.
- KUTAY, Fevzi. **Zaman Serilerinde Tahmin Teknikleri ve Box-Jenkins Modelleri**. Ankara: 1989.

- LEE, Jong Hyup, "Estimation For The Autoregressive Moving Average Process Observed With Noise", **Journal of Applied Statistics**, Vol. 23, Issue 6, Dec1996, s.11-589.
- LEUTHOLD, R.M., A.J.A. MACCORMICK, A. SCHMITZ and D.G. WATTS. "Forecasting Daily Hog Prices and Quantities: A Study of Alternative Forecasting Techniques", **Journal of the American Statistical Association**, C.65, No:329, March 1970, s.95-96.
- LEVENBACH, H. and P.C. CLEARLY. **Modern Forecaster: The Forecasting Process Through Data Analysis**, New York: Von Nostrand Reinhold Com. Inc., 1984.
- LING, Shiqing and W.K. LI. "On Fractionally Integrated Autoregressive Moving-Average Time Series Models With Conditional Heteroscedasticity", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 92, Issue 439, Sep1997, s.11-1184.
- LIPSEY, R.G. ve Diğ., **İktisat-II**, Çev. Ahmet Çakmak, İstanbul: Bilim Teknik Kitabevi, 1990.
- LIU, Richard. "Short-Term Enrollment Projection: An Example At State Level. **Education**, Vol. 118, Issue 4, Summer1998, s.5-597.
- MABERT, V.A. and R.C. DADELIFFE. "A Forecasting Methodology as Applied to Financial Time Series", **The Accounting Review**, c.49, January 1974, s.61.
- MADDALA, G.S. **Introduction to Econometrics**, 2<sup>nd</sup> Edition, New Jersey, New Jersey: Prentice Hall, Inc., 1992.
- MAKRIDAKIS, Sypros and Steven C. WHELLWRIGHT. "Adaptive Filtering: An Integrated Autoregressive/Moving Average Filter For Time Series Forecasting", **Operational Research Quarterly**, Vol.28, No:2, 1977, s.426.
- MAKRIDAKIS, Sypros and Steven C. WHELLWRIGHT. **Interactive Forecasting Univariate and Multivariate Methods**, 2<sup>nd</sup> Edition, San Francisco: Holden-Day Inc., 1978.

- MAKRIDAKIS, S., S.C. WHELLWRIGHT and V.G. MCGEE. **Forecasting Methods and Applications**, 2<sup>nd</sup> Edition, New York: John Wiley, 1983.
- MALINUALUD, E. **Statistical Methods of Econometrics**, Netherland: North-Holland Publishing Company, 1970.
- MCCLOVE, James T. and P. George BENSON. **Statistics for Business and Economics**, 6<sup>th</sup> Edition, New York: Macmillan College Publishing Company, Inc. 1994.
- MCLEOD, A. Ian. "Necessary and Sufficient Condition for Nonsingular Fisher Information Matrix in ARMA and Fractional ARIMA Models", **American Statistician**, Vol. 53, Issue 1, Feb1999, s.2-71
- MENDENHALL, William and Terry SINCICH. **A Second Course in Business Statistics: Regression Analysis**, 4<sup>th</sup> Edition, New York: Dellen Publishing Company, 1993.
- MENDENHALL, W., J.E. REINMUTH and R. BEAVER. **Statistic for Management and Economics**, 6<sup>th</sup> Edition, Boston: PWS-Kent Publishing Company, 1989.
- MILLER, John P. and Paul NEWBOLD. "Uncertainty About the Persistence of Economic Shocks", **Journal of Business & Economic Statistics**, Vol. 13, Issue 4, Oct1995, s.6-435.
- MILLS, L.R. **Statistics for Applied Economics and Business**, Tokyo: McGraw-Hill Inc., 1977.
- MONTGOMERY, Douglas C., Lynwood A. JOHNSON and John S. GARDINER. **Forecasting and Time Series Analysis**, 2<sup>nd</sup> Edition, New York: McGraw-Hill, Inc., 1990.
- NAYLOR, Thomas H. Terry G. SEAKS and D.W. WICHERN. "Box-Jenkins Methods: An Alternative to Econometric Models", **International Statistical Review**, c.40, 1972, s.125.
- NERLOVE, Macr. "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Provedures", **Econometrica**, 32, 1964, s.258.

- NETER, J. and W. WASSERMAN. **Fundamental Statistics for Businis and Economics**, 2<sup>nd</sup> Edition, Boston: Allyn and Bacon Inc., 1961.
- NEWBOLD, Paul. "The Principles of the Box-Jenkins Approach", **Operational Research Quarterly**, Vol. 26, No:2, June 1975, s.397
- NEWBOLD, Paul and C.W.J. GRANGER. "Experience with Forecasting Univariate Time Series and the Combination of Forecast", **Journal of the Royal Statistical Society**, A Series, C.137, 1974, s.133.
- OKAY, Bilge. "Kur Tahmininde Yeni Bir Yöntem: ARIMA Modelleri", **İktisat Dergisi**, Sayı:293-294, Nisan-Mayıs 1989, s.45-58.
- OLALI, Hasan ve A. TİMUR. **Turizmin Türk Ekonomisindeki Yeri**, İzmir: Ofis Ticaret Matbaacılık, 1986.
- OLTMAN, Debra Olsan and James R. LACKRITZ. **Statistics for Business and Economics**, California: Cole Publishing Company Pacific Grove, 1991.
- ORHUNBİLGE, Neyran. "İstatistik Tahmin ve Otoregresif Hareketli Ortalama Yöntemi" T.C. **Başbakanlık D.İ.E. Araştırma Sempozyumu'98 Bildiri Özetleri**, 23-25 Kasım 1998, s.92-93.
- ÖZÇELİK, Salih. **İktisadi Zaman Serilerinde Tahmin Yöntemleri -İTO Toptan Eşya Fiyat İndeksi Üzerine Bir Uygulama-**, Basılmamış Doçentlik Tezi, 1980.
- ÖZDAMAR, Kazım. **Paket Programlar ile İstatistiksel Veri Analizi I**, Eskişehir: TC Anadolu Üniv. Yayınları No:1001, Fen Fak. Yayınları No:11, 1997.
- ÖZDEMİR, Mehmet. **Turizmin Türkiye'nin Sosyo-Ekonomik Yapısına Etkileri**, Ankara: 1992.
- ÖZMEN, Ahmet. **Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi**, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları, 1986.
- ÖZMEN, Ahmet. "Türkiyenin Dışsatım Tutarı Öngörülerini İçin Teknik Seçiminde Doğruluk Kriteri Kullanımı" **Anadolu Üniv. İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:X, Sayı:1-2, 1992, s.437-448.

- ÖZMUCUR, Süleyman. **Geleceği Tahmin Yöntemleri**, İstanbul: ISO Araştırma Dairesi Yayın No:1990/2, 1990.
- PANKRATZ, A. **Forecasting With Univariate Box-Jenkins Models**, New York: John Wiley and Sons, 1983.
- PECAR, Branko. **Business Forecasting for Management**, London: Mc-Graw Hill Co., 1993.
- PENA, Daniel. "Measuring Influence in Dynamic Regression Models. **Technometrics**, Vol. 33, Issue 1, Feb1991, s.9-93.
- PINDYCK, R. and D. RUBINFELD. **Econometric Models and Econometric Forecasts**, 3<sup>rd</sup> Edition, New York: McGraw-Hill Company, 1991.
- SALVATORE, D. **Statistics and Econometrics**, Shaum's Outline Series, New York: McGraw-Hill Book Company, 1982.
- SARAÇOĞLU, Bedriye. "Ekonomik Zaman Serileri ve DİE Toptan Eşya Fiyat Endeksinde Trend ve Mevsimlik Dalgalanmaların Regresyon Yoluyla İncelenmesi" **Gazi Üniv. İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:6, Sayı:1, 1990, s.139-189.
- SERPER, Özer. **Uygulamalı İstatistik 2**, 3. Baskı, İstanbul: Filiz Kitabevi, 1996.
- SEYİDOĞLU, Halil. **Ekonomik Terimler Ansiklopedik Sözlük**, Ankara: Güzem Yayınları No:4, 1992.
- SEYİDOĞLU, Halil. **Uluslararası İktisat**, İstanbul: 1994.
- SEZGİN, Mesut. **Genel Turizm (Turistik Kavramlar-Ekonomi-Pazarlama-Turizm Mevzuat)**, Ankara: 1995.
- SIEGEL, S. **Davranış Bilimleri İçin Parametrik Olmayan İstatistikler**, Çev. Yurdal Topsever, Ankara: Ankara Üniv. Dil, Tarih, Coğrafya Fak. Yayın No:274, 1977.
- SPSS Trends 6.1**, Chicago: SPSS Inc., 1994.
- THOME, Helmut. "A Box-Jenkins Approach To Modeling Outliers In Time Series Analysis. **Sociological Methods & Research**, Vol. 23, Issue 4, May1995, s.37-442.

- TOKOL, Gamze, David GOLDSMAN, Daniel H. OCKERMAN and James J. SWUIN. "Standardized Time Series Lp Norm Variance Estimators for Simulation." **Management Science**, Vol:44, Number:2, February 1998, s.234-245.
- TOKOL, Tuncer. **Pazarlama Araştırması**, 2. Baskı, İstanbul: Ar Basım Yayım ve Dağıtım A.Ş., 1982.
- TUKEY, J.W. "Discussion Emphasizing the Connection Between Analysis of Variance and Spectrum Analysis", **Technometrics**, 1961, s.189-219.
- TURANLI, Münevver. "Zaman Serilerinin Analizinde Doğrusal Stokastik Modeller" **Marmara Ün. İstatistik ve Ekonometri Araştırma ve Uygulama Merkezi Dergisi**, Sayı:1, Nisan 1994, s.37-44.
- Turizm İstatistikleri 1995**, D.İ.E. Yayını, 1995.
- TUTAR, Erdinç. "Dünya Turizmi İçerisinde Türkiye Turizminin Yeri ve Geleceği", **Anadolu Ün. İ.İ.B.F. Dergisi**, C:8, 1990, s.251-265.
- Tourism Highlights**, WTO, Madrid: 1996.
- Tourism Market Trends Europe (1986-1996)**, WTO, Commission for Europe, Madrid: 1997.
- TÜREDİ, Necati. "Zaman Serilerinde Mevsim Dalgalanmalarının Ölçülmesi ve Bir Uygulama" **Karadeniz Ün. Dergisi İ.İ.B.F. Journal of Economic and Administrative Sciences**, Cilt:1, Sayı:2 Güz 1984, s.133-147.
- Türkçe Sözlük**, Yeni Baskı, 2. Cilt, Türk Dil Kurumu Yayınları:549, Sözlük Bilim ve Uygulama Kolu Yayınları:1, Ankara: Türk Dil Kurumu Basımevi, 1988.
- ÜNSAL, Aydın. "Zaman Serilerinde Regresyon ve Varyans Analizi Yöntemleri ile Mevsimsel Dalgalanmaların Araştırılması ve Bir Uygulama", **Ekonomik Yaklaşım**, C.8, Sayı 26, Ankara: 1997, s.119.
- ÜNSAL, Engin. "Turizm Sektöründe İstihdam, Sendikalar ve Çalışma Barışı", **3. İzmir İktisat Kongresi**, DPT yayını, 1992, s.337-340.
- ÜNVER, Özkan. **Uygulamalı İstatistik Yöntemler-Giriş-**, Genişletilmiş Baskı, Ankara,: Siyasal Kitabevi, 1995.



- ÜRGER, Savaş. **Genel Turizm Bilgisi**, Antalya: Akdeniz Üniversitesi, 1992.
- WANDALE, W. **Applied Time Series and Box-Jenkins Models**, New York: Academic Press Inc., 1983.
- WHELLWRIGHT, Steven C. and Sypros MAKRIDAKIS. **Forecasting Methods for Management**, New York: John-Wiley and Sons Inc., 1973.
- WILSON, G. Tunnicliffe. "The estimation of Parameters in Multivariate Time Series Models", **Journal of Royal Statistical Society**, C.35, No.1, 1973, s.76;
- WONNACOTT, R.J. and T.H. WONNACOTT. **Econometrics**, New York: John Wiley and Sons, 1979.
- YOĞURTCUGİL, Kemal. **Örnekleme**, İstanbul Üniv. Yayın No:2228, İstanbul: Sermet Matbaası, 1976.
- YULE, U. and M.G. KENDALL. **An Introduction to the Theory of Statistics**, London: Griffin, 1973.
- ZENGİN, Hilmi. "Türkiye'de Yabancı Turist Talebini Belirleyen Faktörler", **D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:11, Sayı:1, 1996, s.163-174.

**T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU  
DOKÜMANTASYON MERKEZİ**