

T. C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

175972

ZAMAN SERİLERİ İÇİN
TAHMİN TEKNİKLERİ ve UYGULAMALARI

DOKTORA TEZİ

Arş. Grv. KAMİL DURDU

Danışman:
Prof. Dr. DOĞAN KARGÜL

İSTANBUL 1995

Kamil Durdu
Doğan Kargül

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

ÖNSÖZ	IX
-------------	----

BİRİNCİ BÖLÜM

TAHMİN TEKNİKLERİ (AMAÇ VE TANIM)	1
1. 1- GİRİŞ	1
1- 2- TAHMİN NİÇİN YAPILIR?	3
1- 2- 1- Mevcut Kaynakların Listelenmesinde	3
1- 2- 2- Ek Kaynakların Sağlanması	4
1- 2- 3- İstenilen Kaynakların Saptanmasında	4
1- 3- TAHMİN KİMİN İÇİN YAPILIR?	6
1- 4- TAHMİN TEKNİKLERİNİN SEÇİMİ	10
1- 5- TAHMİN NERELERDE VE NASIL KULLANILIR?	11

İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ MODELLERİ	13
2- 1- GENEL TANIMLAR	13
2- 2- ZAMAN SERİSİ MODELLERİ	14
2- 2- 1- Zaman Serisi Modellerinin Çeşitleri	14
2- 2- 2- Zaman Serisi Modellerinin Amaçları	15
2- 2- 3- Zaman Serisi Modellerinin Kullanımı	16
2- 3. ZAMAN SERİSİNİN İSTATİSTİKSEL ÖZELLİKLERİ:	17
2- 3- 1. Trend	19
2- 3- 2. Mevsimlik Kalıp	19
2- 3- 3- Devresel Kalıp	19
2- 3- 4- Rassal Kalıp	20
2- 4. TAHMİNİN DOĞRULUĞU (FORECASTING ACCURACY)	22

2. 5. TAHMİN TEKNİKLERİNDE DOĞRULUĞU BELİRLEYEN İSTATİSTİKSEL ÖLÇÜTLER	23
2. 5. 1. Mutlak Ölçütler	23
2. 5. 2. Göreli Ölçütler	24
2- 6. AÇIKLAYICI MODELLER YAKLAŞIMI	26

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DÜZELTME VE AYRIŞTIRMA METOTLARI (SMOOTHING AND DECOMPOSITION METHODS)	28
3- 1. GENEL TANIMLAR	28
3- 2. ORTALAMA METOTLARI	31
3- 2- 1- Basit Ortalama	32
3- 2- 2- Basit Hareketli Ortalama	32
3- 2- 3- İki Kez Hareketli Ortalama	32
3- 3- ÜSSEL DÜZELTME (EXPONENTIAL SMOOTHING)	34
3- 3- 1- Tek Parametrelili Basit Üssel Düzeltme	35
3- 3- 2. Tek Parametrelili Doğrusal Üssel Düzeltme Metodu	37
3- 3- 3. Üç Kez Üssel Düzeltme Metodu	38
3- 4. PAGEL SINIFLANDIRMASI	39
3- 5. DİĞER DÜZELTME YÖNTEMLERİ	41
3- 5- 1. Chow'un Adaptive Kontrol Metodu	42
3- 5- 2. Brown'un Tek Denklemlili Adaptive Metodu	42
3- 5- 3. Box-Jenkins'in Üç Denklemlili Düzeltme Yöntemi	42
3- 5- 4. Harmonik Düzeltme Yöntemi	43
3- 5- 5. Trigg'in Gözlemeleme (Monitoring) Sistemi	44
3- 5- 6. Forsys Sistemi	45
3- 5- 7. Parzen'in Ararma Metodu	46
3- 6. AYRIŞTIRMA METOTLARI (DECOMPOSITION METHODS)	50
3- 6- 1. Genel Tanımlar	50

3. 6. 2. Trend Eğrisi Analizi	53
3. 6. 3. The Census II Ayrıştırma Metodu	61

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

ARİMA MODELLERİ	67
4- 1. GİRİŞ	67
4- 1- 1. Durağan Stokastik Süreçler	69
4- 2. ZAMAN SERİSİ İÇİN MODELLER	70
4- 2- 1. Bir Rassal Model ARİMA(0, 0, 0)	70
4- 2- 2. Durağan Olmayan Rassal Model	71
4- 2- 3. Birinci Derecede Durağan Bir Otoregresif Model: ARİMA (1, 0, 0)	71
4- 2- 4. Birinci Derece Durağan Bir Hareketli Ortalama Modeli: ARİMA (0, 0, 1)	72
4- 2- 5. Karışık ARİMA (1, 0, 1) Modeli	72
4- 2- 6. Yüksek Dereceli Bileşimler ARİMA (p, d, q)	72
4- 3. ZAMAN SERİLERİNİN ANALİZİ İÇİN METODOLOJİK ARAÇLAR	73
4- 3- 1. Verilerin Grafikselsel Gösterimi	73
4- 3- 2. Otokorelasyon Katsayısı	73
4- 3- 3. Periyodiyagram ve Spectral Analiz	75
4- 3- 4. Kısmi Otokorelasyon Katsayısı	76
4- 3- 5. Serilerdeki Mevsimlik Faktörünün Belirlenmesi	78

BEŞİNCİ BÖLÜM

BOX - JENKİNS MODELLERİ	80
5- 1. GİRİŞ	80
5- 2. BELİRLEME	80
5- 2- 1. Durağanlık ve Durağan Olmayan Durum	82

5- 2- 2. Otoregresif Süreç.....	83
5- 2- 3. Hareketli Ortalama Süreci.....	84
5- 2- 4. Karışık ARİMA Süreçleri.....	85
5- 3. TAHMİN VE TEST.....	86
5- 3- 1. Mevsimlik ARİMA Modelleri.....	86
5- 3- 2. Mevsimlik Olmayan Çeşitli Dereceli Otoregresif Modeller AR(p).....	89
5- 3- 3. Mevsimlik Olmayan Otoregresif Zaman Seri Modellerinin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonları.....	91
5- 3- 4. Mevsimlik Olmayan 1 ve 2 Dereceli Hareketli Ortalama Süreci.....	92
5- 3- 4. Mevsimlik Olmayan Karışık AR(P) ve MA(Q) Süreçleri.....	96
5- 4. UYGUNLUK TESTLERİ (DIAGNOSTIC CHECKING).....	98
5- 4- 1. Kalıntıların Analizi.....	99
5- 4- 2. Örneklem istatistiklerinin Analizi.....	99

ALTINCI BÖLÜM

MARİMA MODELLERİ.....	101
6- 1. GİRİŞ.....	101
6- 2. TRANSFER FONKSİYON MODELLEMESİNE GENEL BİR BAKIŞ.....	103
6- 2- 1. Transfer Fonksiyon Kavramı.....	103
6- 2- 2. Transfer Fonksiyon Modelinin Temel Biçimleri.....	104
6- 2- 3. Transfer Fonksiyonu Oluşturmanın Aşamaları.....	105
6- 2- 3- 1. Girdi ve Çıktı Serilerinin Hazırlanması.....	106
6- 2- 3- 2. X_t 'nin Ön Saflaştırılması (Prewhiting).....	106
6- 2- 3- 3. Çıktı Serisinin Ön Saflaştırılması.....	107
6- 2- 3- 4. Ön Saflaştırılması Tamamlanmış Girdi ve Çıktı Serileri Arasındaki Çapraz Otokorelasyonun Hesaplanması.....	107

8- 1- 2- 2. Tüketici Fiyat İndeksi Zaman Serisi.....	149
8- 1- 2- 2- 1. Holt-Winters'in Toplamlı Mevsimlik Yöntemi.....	149
8- 1- 2- 2- 2. Holt-Winters'in Çarpımlı Mevsimlik Yöntemi.....	150
8- 2. AYRIŞTIRMA (TREND) ANALİZİ.....	151
8- 2- 1. Mevsimlik Olmayan Zaman Serileri.....	151
8- 2- 1- 1. İthalat Zaman Serisi.....	152
8- 2- 1- 2. İhracat.....	154
8- 2- 1- 3. GSMH Zaman Serisi.....	155
8- 2- 2. Mevsimlik Zaman Serileri.....	156
8- 2- 2- 1. İşsizlik Zaman Serisi.....	156
8- 2- 2- 2. Tüketici Fiyat İndeksi.....	157
8- 3. BOX - JENKINS MODELLERİ.....	158
8- 3- 1. Mevsimlik Olmayan Zaman Serileri.....	158
8- 3- 1- 1. GSMH Zaman Serisi.....	159
8- 3- 1- 1- 1. Belirleme.....	159
8- 3- 1- 1- 2. Parametre Tahmini.....	162
8- 3- 1- 1- 3. Uygunluk Testleri.....	164
8- 3- 1- 1- 4. Tahmin.....	165
8- 3- 1- 2. İhracat (Değer) Zaman Serisi.....	166
8- 3- 1- 2- 1. Belirleme.....	166
8- 3- 1- 2- 2. Parametre Tahmini.....	168
8- 3- 1- 2- 3. Uygunluk Testleri.....	169
8- 3- 1- 2- 4. Tahmin.....	170
8- 3- 1- 3. İthalat (Değer) Zaman Serisi.....	170
8- 3- 1- 3- 1. Belirleme.....	170
8- 3- 1- 3- 2. Parametre Tahmini.....	172
8- 3- 1- 3- 3. Uygunluk Testleri.....	173
8- 3- 1- 3- 4. Tahmin.....	173
8- 3- 2. Mevsimlik Olan Zaman Serileri.....	174
8- 3- 2- 1. Tüketici Fiyat İndeks Zaman Serisi.....	174
8- 3- 2- 1- 1. Belirleme.....	174
8- 3- 2- 1- 2. Parametre Tahmini.....	177
8- 3- 2- 1- 3. Uygunluk Testleri.....	177
8- 3- 2- 1- 4. Tahmin.....	178

8- 3- 2- 2. İşsizlik Zaman Serisi.....	179
8- 3- 2- 2- 1. Belirleme	179
8- 3- 2- 2- 2. Parametre Tahmini.....	182
8- 3- 2- 2- 3. Uygunluk Testleri.....	183
8- 3- 2- 2- 4. Tahmin	183
SONUÇ.....	185
KAYNAKLAR.....	190
EKLER.....	195
EK I- SERİLERE AİT GRAFİKLER.....	195
EK II- SERİLERE AİT VERİLER.....	198

ÖNSÖZ

Günümüzde tahmin teknikleri yerine ikâme edilecek bir sistem henüz olmadığından dolayı işletmelerde tahmin tekniklerinin kullanımı zorunluluk göstermektedir. Ekonomik birimler gelecekte oluşacak belirsizliğin etkisini en aza indirmek için uygun tahmin teknikleri ve davranış kalıpları oluşturmak zorundadır. Tahmin teknikleri işletmeyi çerçeveleyen belirsizliğin bileşenlerinin tanımlanmasında kullanılmalıdır. Firmalar gelecekteki belirsizliğin fazla olduğu dünyamızda yaşamayı öğrenmek zorundadır. Öyleyse tahmin tekniklerini kullanan birimlerin cevaplandırılması gereken soru "Tahmin neticesinde muhtemelen oluşacak hata en aza nasıl indirgenir?" sorusu olmalıdır. Bu çalışmada bu sorunun cevabı verilmeye çalışılmıştır.

Bu çalışma sekiz bölümden oluşmaktadır. İlk yedi bölümde zaman serileri için mevcut sayısal ve sayısal olmayan teknikler üzerinde teorik olarak durulmuş, uygulama bölümünde ise yine zaman serileri tekniklerinden olan üssel düzeltme, ayrıştırma ve son olarak Box-Jenkins modelleri GSMH, İşsizlik, İthalat, İhracat ve tüketici fiyat endeks verileri için uygulanarak çeşitli sonuçlara ulaşılmıştır.

Bu çalışma sırasında yardımlarını hiç bir suretle esirgemeyen ve beni sürekli şekilde motive eden değerli danışman hocam Prof. Dr. Doğan Kargül'e en içten saygılarımı sunmayı bir borç bilirim.

BİRİNCİ BÖLÜM

TAHMİN TEKNİKLERİ (Amaç ve Tanım)

1. 1- GİRİŞ

Her işletme geleceği ile ilgili bir takım faaliyetlerini tahmin etmek zorundadır. Bu tahmin gerekliliği herhangi bir işletmenin yönetimi için kritik bir konu teşkil etmektedir. Şöyle ki, Uzun dönemli düşünüldüğünde herhangi bir işletmenin başarısı, o işletmenin geleceği tahmin etme yetisine ve bu konuda stratejiler oluşturmaya bağlıdır. Başka bir ifade ile işletme yönetimi, geleceği tahmin etme alternatif fırsat maliyetini minimum düzeyde tutma zorunda olduğu gerçeğini kavramış ve geleceği tahmin etme işlerinin işletme yönetiminde sağladığı ekonomik faydaları anlamıştır.

Tahmin konusunda çeşitli tanımlamalar yapılabilir: “**Önceden tahmin**, herhangi bir değişkenin şu andaki ve geçmişteki sahip olduğu gözlem değerlerini işleyerek bir takım varsayımlar doğrultusunda gelecekte bu değişkene ait değerleri istatistiksel güven aralıklarını da içerecek biçimde ortaya koyma işidir. Tahmin yapmada, iyi yargılama, sezinleme ve ekonomiden haberdarlık işletme yöneticisine gelecekte neler olabileceğine dair kaba bir fikir verebilir.”¹

Bununla birlikte bu fikrin geleceği yönlendirmesi güç olmaktadır. Tahmini üç dönemi içeren bir kavram olarak düşünmek durumundayız:

a) Şu andaki dönem (incelenen değişkenin şu andaki değerlerini ifade eder).

b) Geçmiş dönem (bu değişkenin tarihsel gelişimini gösterir).

¹ David R. Anderson, Devis J. Sweeney, T. A. Williams, *An Introduction To Manegemet Science*, West Publishing Press U.S.A 1988, s. 629

c) Gelecek dönem (bu değişkenin gelecekteki alacağı değerlerini ifade eder).

Herhangi bir işletme, işletme işlevlerini planlamak için gelecek hakkında tahminler yapmak zorundadır.² İleri dönemlerde meydana gelmesi muhtemel bir olaydan haberdar olma ile bu olayın oluşumu arasında bir zaman dilimi vardır. İşte bu zaman dilimi tahmin veya planlamanın temel nedenini oluşturur. Eğer bahsedilen zaman dilimi kayda değer değilse tahminden ya da planlamadan söz etmenin bir anlamı yoktur. Şayet zaman dilimi uzun ve son olay çıktıları tanımlanabilir faktörler üzerinde şartlı ise tahmin veya planlama önemli bir görevi üstlenir. Böylesi durumlarda uygun stratejiler oluşturulması için olayın ne zaman meydana geleceğinin belirlenmesinde tahmine ihtiyaç duyulur. Tahmin, işletme yönetimin karar alma aktivitelerinin toplamının bir bölümü olarak düşünülebilir. Çünkü işletme yönetimi, işletmenin amaç ve hedeflerini ortaya koyar ve ortaya konan amaç ve hedeflere ulaşılmasında beklenen stratejilerin seçilmesini gerektirir. İşletme yönetiminin tahmin tekniklerine olan gereksinimi, çevresel faktörlere ve şansa bağımlılığı azaltmak istediği oranda artmaktadır. Aynı şekilde işletme yönetiminin etkin bir biçimde tahmin tekniklerinden yararlanması, işletmeyi çevreleyen faktörler ile bilimsel bir şekilde mücadele etme imkanı yaratmaktadır. İşletmeyi oluşturan birimlerin her birinin diğer birimlerle iç içe geçmiş olduğu gerçeğini göz önünde tutarsak işletme yönetimince yapılan tahminin, işletmeyi oluşturan birimlerin tümünü birden iyi, ya da kötü biçimde etkileyeceğini görebiliriz.

Geleceği tahmin aşamasında bağımsız değişkenlerin almış olduğu değerlerin kesin olarak bilinip bilinmemesi önem taşır. Şöyle ki: Şayet kullanılmış olan modelde bağımsız değişkenlerin almış olduğu değerler tam olarak biliniyorsa bir şartsız gelecek tahmini; buna karşın modelce ihtiva edilen bağımsız değişkenlerin değeri kesin olarak bilinmiyorsa şartlı

² T. A. Burley, G. O'sullivan, *Operational Research*, Macmillian Press, London 1990, s. 189-195

gelecek tahmini ile karşı karşıyayız demektir. Şartlı gelecek tahmini durumunda iki aşama vardır:

Bunlar; a) Bağımsız değişkenlerin kendi modelleri içindeki değerlerinin bağımlı değişken olarak bulunmaları. b) Değerlerin birinci aşamada bulunan gelecek tahmini modellerinde bağımsız değişkenlerin yerlerine konularak nihai çözümün yapılması ile işlemin tamamlanması.

1- 2- TAHMİN NİÇİN YAPILIR?

Kıt olan ekonomik kaynakların insan ihtiyaçlarının en optimal bir tarzda tatmin edilmesinde tahminin rolü yadsınmamalıdır. Bundan ötürü kaynakların dağıtımına yönelik ekonomik birimlerce yapılan tahminler minimum varyanslı olmalıdır. Çünkü minimum varyanslı tahminlere dayanılarak alınan kararlar daha sağlıklı olur. Ekonomide tahminin önemli roller aldığı alanları aşağıdaki biçimde sıralayabiliriz:³

1- 2- 1- Mevcut Kaynakların Listelenmesinde

Ekonomik değeri olan kaynakların etkin bir şekilde insan ihtiyaçlarını gidermede kullanılması, diğer bir ifade ile, ekonomide X etkisizliğinin gerçekleşmemesi için kaynakların listelenmesi gerekmektedir. Herhangi bir işletmede, işletme yönetiminin temel iki fonksiyonu planlama ve kontroldür. İşletme, geleceğini planlamak zorundadır. Geleceği planlamak aşağıdaki faaliyetleri kapsar:

1- En fazla kârı veren ürün ve coğrafi pazarların belirlenmesinin tahmini;

2- Değişik fiyat, rekabet ve ekonomik koşullarda tayin edilen pazarlarda talep düzeyinin tahmini;

³ Makridakis, Wheel Wright, McGee, *Forecasting: Methods and Applications*, John Wiley & Sons Press, Singapur 1983, s. 1-35

3- Teknoloji, ücret düzeyi ve hammadde fiyatlarının değişen koşullar altındaki farklı çıktı düzey maliyetlerinin tahmini;

4- Optimal işletim planının karara bağlanması;

5- Planın uygulanması için, emek istihdamı, beceri programları vb. gibi harcama gerektiren sermayenin elde edilmesiyle ilgilenilmesi.

Örneğin ürün, materyal, işçilik, finans vb. faktörlere olan talep düzeylerine ilişkin tahminler, böylesi listeleme için gerekli girdilerdir.

1- 2- 2- Ek Kaynakların Sağlanması

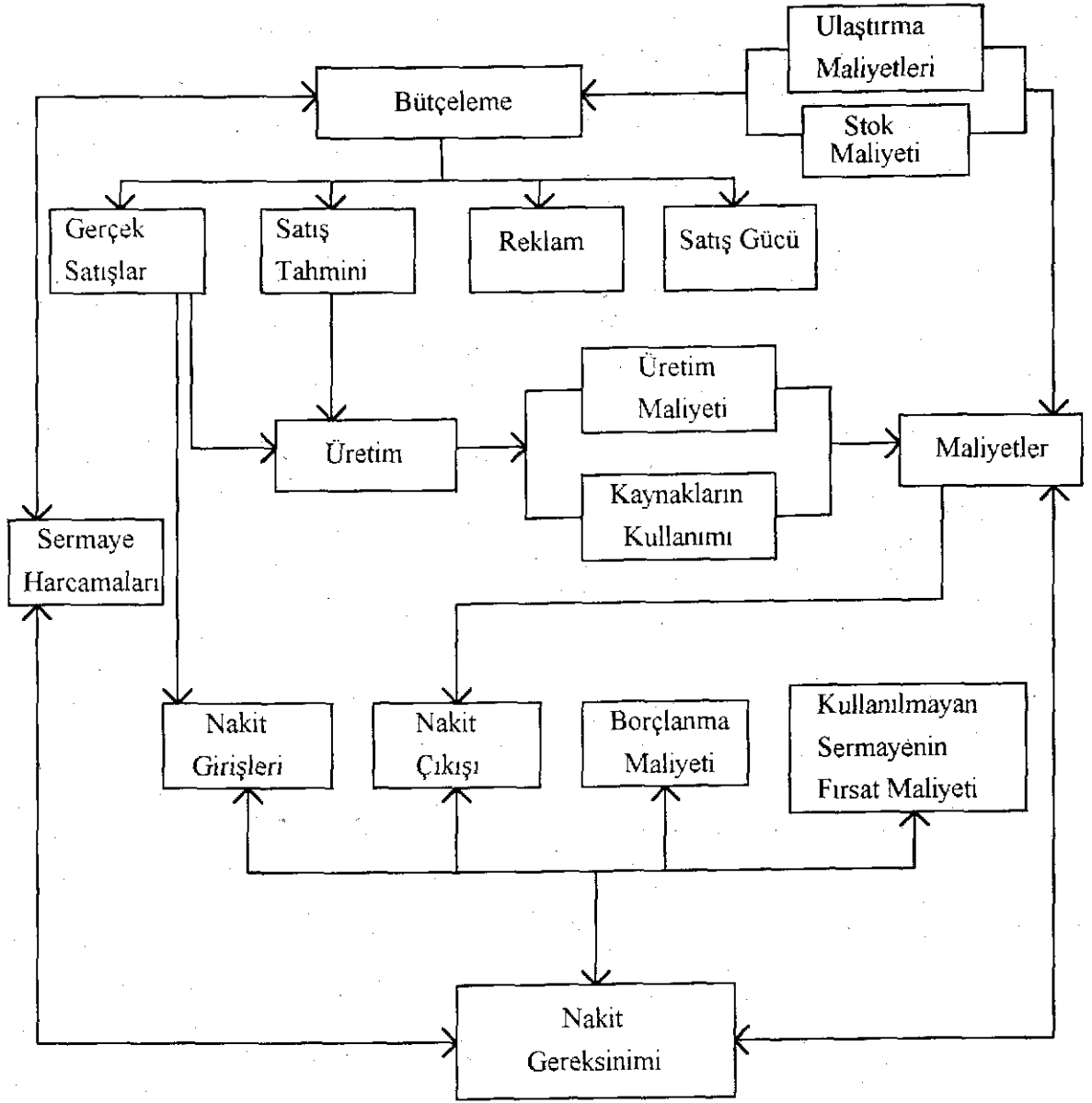
Hammadde gereksinimi, yeni personelin istihdamı ya da makine ve teçhizat alımı için gerekli süre bir kaç günden yıllara kadar olan bir zaman dilimi içerisinde değişebilir. İşte tahmin, gelecekteki kaynak gereksinmelerini saptamada gereklidir.

1- 2- 3- İstenilen Kaynakların Saptanmasında

Uzun dönemde bütün işletmeler hangi kaynaklara sahip olmak istediklerini tespit etmek zorundadır. İşletmenin bu tip kararları pazar fırsatlarına, çevresel faktörlere ve teknik kaynaklara bağlıdır. İşletme, çeşitli bölümlerden oluşur ve bu bölümlerin her biri gelecek için tahminler üretmek zorundadır. İşte işletmenin farklı bölümleri için yapılan bu tahminleri göz önünde tutacak bir tahmin sistemi işletme yönetimince oluşturulmalıdır. Şöyle ki, işletmenin satış departmanının ürettiği tahminlerdeki hata diğer bölümlerini, örneğin, işletmenin bütçe tahminlerini, nakit akışını, stok düzeyini vb. olumsuz olarak etkileyebilir.⁴ Basitleştirilmiş terimlerle bir işletmedeki satış ve diğer tahmin alanları arasındaki karşılıklı ilişki Şekil 1. deki gibi gösterilebilir.⁵

⁴ Robert Fildes, E. J. Lusk *The Choice of Forecasting Model*, Omega vol. 12, 1984, s. 427-35

⁵ Makridakis, a.g.e., s.7



Şekil 1. İşletme Bölümleri Arasındaki İlişkiler.

İşletmenin farklı bölümlerince üretilen tahminler, işletmedeki karar almada yetkili kişilerin geleceği nasıl gördüklerine de bağlıdır. Örneğin, satış tahmininde pazarlama çalışanları, gelecekte satışların artması ihtimali konusunda iyimser bir tavır takınmalarına karşın muhasebe çalışanları satışların gelecekte artması konusunda pazarlama çalışanları kadar iyimser bir tavır takınmayabilirler.

Bilimin her dalında tahmine gereksinim duyulur. Örneğin, ekonomik politikaların belirlenmesinde ve firmalarda karar verme mekanizması yönünden tahmin tekniklerinin kullanılması kaçınılmazdır.

1- 3- TAHMİN KİMİN İÇİN YAPILIR?

Temel olarak tahmin tekniklerinin kullanılması iki kısımda incelenebilir:

a) Firma Yönünden

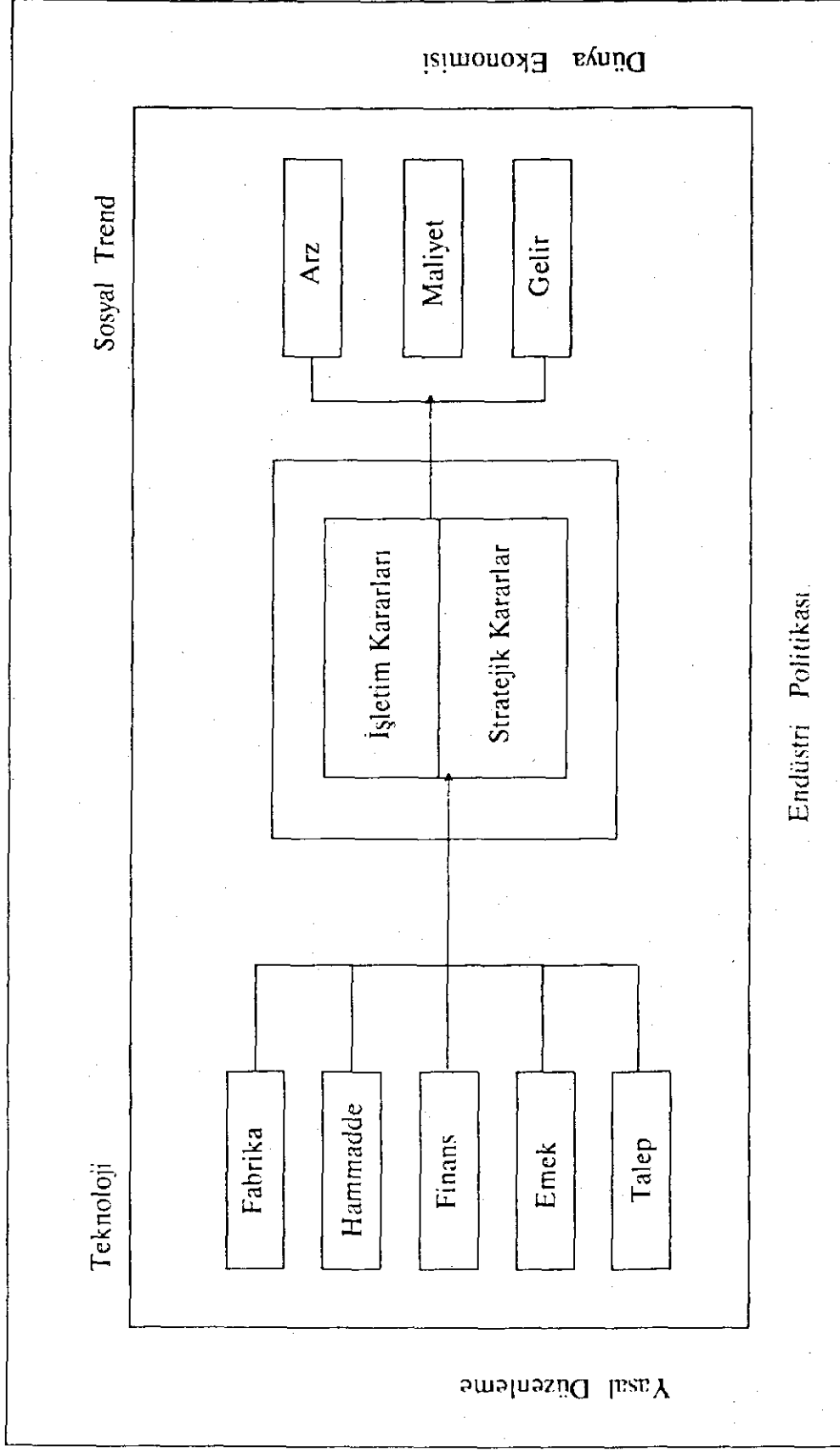
b) Devlet Yönünden

a) Günümüz işletme yönteminde bilinmektedir ki, işletme bünyesinde karar alma ile tahmin fonksiyonu arasındaki ilişki zayıf olmakta bu da işletmenin performansını olumsuz olarak etkilemektedir. Bu zayıf ilişki, tahmin ve karar alma fonksiyonları hedeflerin farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Bir işletmenin tahmin tekniklerini kullanma performansının gözden geçirilmesinde anahtar bu tahminlerin yalnızca nasıl üretildikleriyle ilgilenmelerinden ziyade bu tahminlerin işletme yönetimine nasıl kullanıldığıyla ilgili olmalıdır. Günümüz dünyasında rekabetçi ortamda herhangi bir firmanın insan ihtiyaçlarını gidermeye yönelik mal ve hizmetlerin üretiminde gerekli olan emek, hammadde, finans vb. kıt kaynakların satın alınmasında ve kullanılmasında işletme yönetimi tahmin yapmak zorundadır.

b) Günümüzde devlet ekonomik kararların alınmasında önceden tahmini kullanmaktadır. Devletin ilgili birimleri, milli gelir ve bununla ilgili yatırım, istihdam, fiyat genel düzeyi gibi makro değişkenlerin önceden tahmini üzerinde durur. Özellikle az gelişmiş ülkelerde kıt kaynakların dağıtılması hususunda önceden tahmin, alınan kararların sosyal maliyetini azaltmada daha önemli rol oynar. Örneğin, hükümet talep yetersizliği olan bir ekonomiyi canlandırmak amacıyla % 10'luk bir vergi indirimine gitmek istemesinin sonucunda oluşacak ekonomik

aktiviteleri bilmek ister. Çünkü, bilindiği gibi vergi indirimi direkt olarak kişisel kullanılabilir gelirin artmasına, vergi gelirlerinin azalması pahasına mal olur. Bu, aynı zamanda fiyatlar genel düzeyini etkileyebileceği gibi işsizlik, tasarruflar, sermaye harcamaları vb. ekonomik değişkenleri de etkiler. Bu değişmeler, kullanılabilir geliri ve gelecek yıllarda oluşacak vergi meblağını da etkiler. İşte hükümet, böylesi bir vergi indiriminin meydana getirebileceği ekonomik olayları önceden bilmek zorunda olduğundan ilgili değişkenler için ön tahminde bulunur.

Kısa dönemde bütün değişkenler sabit olarak düşünülebilir. Fakat karar alma süreci uzadıkça kısa vadede sabit olarak düşünemediğimiz değişkenlerin sosyal, teknik, yasal vb. gibi yönlerden değişme eğiliminde olduğu gerçeğini de yadsımamalıyız. Bu bağlamda firmanın uzun dönemde tahmin ihtiyacının nasıl olduğunu aşağıdaki Şekil 2. yardımıyla göstermek mümkündür:



Şekil 2 Firmanın Tahmin İhtiyacı

Her şeyin bir maliyeti olduğu gibi öngörü yapmanın da bir maliyeti vardır. İşte işletme yönetimi, öngörü tekniklerinden yararlanırken bu tekniklerin işletmeye yol açacağı maliyet ve fayda analizini yaptıktan sonra uygulamaya koyacaktır. Her şeyden önce işletme yönetimi, tahmin tekniklerini uygulamaya koyarken bu teknikler nedeniyle oluşacak tahmini hatanın azaltılıp azaltılmayacağına yanı sıra, bu yönetim içerisindeki tahmin fonksiyonunu yerine getiren birimin tahminin doğruluğu konusunda da çalışmalar yapmak durumundadır. Burada öngörü teknikleri konusunda yapılan fayda maliyet analizi, tahmin fonksiyonu için yapılan harcamalarda bir üst limitin var olduğu gerçeğini ortaya koymaktadır. Çünkü tahmin teknikleri, harcama ile yapılan tahminlerdeki tutarlılık arasında olduğu kadar, tutarlılık ile tahmin tekniklerinin getirmiş olduğu faydalar konusunda da ne bilmek istediğimize ışık tutmaktadır. İşletme yönetimi için öngörü tekniklerinin yol açacağı maliyetlerin hesaplanması, bu tekniklerin yaratacağı faydaların hesaplanmasına nispetle kolay olacaktır. Bu konuda yapılan çalışmalar göstermiştir ki, karar alıcılar ile tahmin fonksiyonunu yerine getirenlerinin her birinin farklı tekniklerin seçimine dair tercihleri vardır. Çoğu kez bu sahip olunan tercihler, ekonominin gerçeğini anlamaksızın dominant hale geldiklerinde işletme yönetimi açısından çok büyük maliyetlere yol açabilmektedir. Bu nedenle işletmeler, doğru olmayan tahminin ekonomik sonuçlarını göz önünde bulundurmak zorunda olduğu gibi, gerektiğinde daha az maliyet gerektiren tahminlerin kullanımına yönelmesi işletme açısından önemlidir.⁶

“Geleceğe ait öngörünün sistematik yolu, şüphesiz ekonometrik yöntemlere bağlı olanıdır. Geleceğin tahmini, ekonometrik uygulamanın en önemli olanlarından ve aşamalarından biridir. Tahmin bu yönüyle 1) Ex-ante 2) Ex-post tahminler olarak ikiye ayrılabilir. Bu iki tahmin türü her ne kadar geleceğin tahminine yönelik olsalar da aralarında özellikle ekonometrik teori ve ekonometrik uygulama bakımından farklılıklar

⁶ Robert Fildes, *Forecasting: The issues, The Handbook of Forecasting*, New-York 1987, s.150-170

vardır. Ex-ante gelecek tahminin, bu günden itibaren olan zaman aralığı yani $T + M$ ($T =$ bugün $M =$ gelecek zaman dilimi) noktasındaki değerini bulmaya çalışır. Ex-post gelecek tahmin ise, bugün ile örnek alanına giren geçmiş herhangi bir tarih arasındaki zaman dilimi için yapılan tahmindir. Ex-ante ve Ex-post tahminleri arasındaki uygulama yönündeki en önemli fark Ex-ante tahmininin daha ziyade İktisat Politikası, İktisadi Planlama-Maliye Politikası ve Bilimsel merak güduları ile yapılmasına karşın Ex-post gelecek tahmini daha ziyade ekonometrik modelin gücü gerçeği yansıtırma derecesi ve doğruluğu bakımından güvenilebilir bir test olanağı kabul edilir.”⁷

1- 4- TAHMİN TEKNİKLERİNİN SEÇİMİ

Tahmin konusunda başlangıçta yazarlar arasında hangi tahmin tekniğinin daha etkin olduğu konusunda spekülasyonlar oluşmuştur. Bu spekülasyonlardan hareket edecek olursak, maliyetleri gözardı ettiğimizde bu tekniklerin karmaşık bir yapıya bağlı olduğunu görebiliriz. Başka bir ifadeyle tahmin tekniklerinin etkinliğiyle bu tekniklerin bünyesindeki matematiksel işlem yoğunluğu arasında kuvvetli bir korelasyon olduğu ileri sürülmüştür. Fakat daha sonraki çalışmalar göstermiştir ki belirli durumlarda basit tahmin teknikleri daha karışık tahmin tekniklerinden daha etkin tahminler üretmişlerdir.⁸ Bundan dolayı tahmin ediciler maliyet sınırlaması içerisinde bir tahmin metodunun seçiminde kendisine alternatif olan tekniklerle karşılaştırmalarında güçlük çekmektedir. İşletmeler, genellikle tahmin tekniklerini kullanmada alternatif tahmin tekniklerini kullanmaksızın tahminler üretmektedir. Halbuki, tahmin teknikleri karşılaştırılması, değerlendirilmesi konusundaki sistematik araştırma işletmeye yarar sağlayabilir. İşletmelerin alternatif teknikleri bir arada

⁷ Ahmet Kılıçbay, *Uygulamalı Ekonometri*, Filiz Kitabevi, 1983, İstanbul, s.385-395

⁸ Armstrong, *Long Range Forecasting*, Jehn Wilten Press, New-York 1997, s.277

kullanmamasının belki de en önemli nedeni zaman ve maliyet düşüncelerinden kaynaklanmaktadır.

Tahmin tekniklerinin hangisinin kullanılacağı konusundaki tercihler, aşağıdaki düşünceler arasında şekillendirilebilir.⁹

Yalnızca bir metodun bilinmesi durumunda hiç şüphe yoktur ki bu teknik kullanılır. Eğer karışık bir öngörü metodunun öğrenilmesi için çok çaba harcanmışsa bu çaba ve tekniğin kullanılmasında etkili olur. Aynı şekilde tahmin edicinin daha önceki deneyimi ve ilişkili alandaki araştırmaların da metodun seçimine etkisi büyüktür.

1- 5- TAHMİN NERELERDE VE NASIL KULLANILIR?

Karar alıcı, pazar tahminin bir bölümü olarak reklam harcamalarının satış üzerindeki etkisini bilmek istemektedir. İşte burada kullanılan teknik bu amaca hizmet eden teknik olmalıdır.

Şayet bir teknik, karar alıcı için anlamıyacağı bir şekilde karışık ise böylesi bir tekniğin karar alıcı tarafından uygulanma ihtimali azalır. Aynı şekilde model içerisinde karar alıcının önemli saydığı hususlar yer almamışsa böylesi bir model de karar alıcı tarafından reddedilecektir.

Şayet karar alıcı, tahmin teknik seçimini ciddi bir biçimde gözönünde tutuyorsa uygulamaya koyduğu tekniklere paralel olarak değişik teknikler geliştirmesi işletmelerin tahmin performansını değerlendirmesinde yardımcı olacaktır.

İyi bir tahmin tekniği etkinliğinin dışında şu özellikler de taşıması gerekir:

- a) Kullanıcı için anlaşılması kolay olmalıdır;
- b) Kontrol etme imkanının kolay olması gerekir;
- c) Şartlara uyum sağlayabilecek şekilde (Adaptive) olmalıdır;
- d) Tahmin tekniği ile iletişimin kolay kurulabilmesi lazımdır;

⁹ Robert Fildes, a.g.m., s.170

e) Önemli konularda tatmin edici olmalıdır;

f) Etkin (Robust) olmalıdır.¹⁰

Tahmin ilişkisi, her zaman gerekli verinin mevcut olduğu durumlarda zamanın ya da bağımsız değişkenlerin fonksiyonu olarak hipotez ve test edilebilmelidir.

Açıktır ki, tahmin kullanıcısının karşı karşıya bulunduğu bir dizi tahmin metodolojisi seçenekleri vardır ve tahmin metodolojilerinden birinin seçimi kolay değildir. Çünkü bu metodolojilerden her birinin ayrı ayrı sahip oldukları avantajlar ve dezavantajlar tam olarak bilinmemektedir. Örneğin, farklı metodolojiler farklı düzeylerde doğruluk derecelerine, değişen maliyetlere, değişen derecede sofistike ve metodolojilerin öngördüğü minimum sayıdaki verilerde olan değişmelere sahiptir. Burada önemli olan mesele bütün bu faktörlerin tahminci açısından nasıl gözönünde tutulacağıdır. Uygun bir tahmin metodunun seçimi için bütün bu faktörlerin değerlendirilmesi zorunludur.

¹⁰ D. C. Little Models and Manegers: *The Concept of a Decision Calculus*, Manegement Science 16- s. 460-485.

İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

2- 1- GENEL TANIMLAR

Günümüzde uygulanan tahmin tekniklerini iki ana başlıkta toplayabiliriz:

- a) Sayısal tahmin teknikleri.
- b) Sayısal olmayan tahmin teknikleri.

Sayısal tahmin tekniklerinin kullanılabilmesi için bazı koşulların yerine getirilmesi gerekmektedir. Bu koşullar:

- Geçmişle ilgili bilginin mevcut olması;
- Geçmişle ilgili bu bilginin numerik veri şeklinde sayısal olarak ifade edilmesi;
- Geçmişle ilgili gidişatın gelecekte de devam edeceği varsayımının kabul edilmesine bağlıdır.¹¹

Sıralanan koşullardan sonuncusu süreklilik varsayımı olarak da bilinir. Farklı amaçlar için farklı disiplinler tarafından geliştirilen sayısal tahminler, anlamlı bir şekilde değişim sergiler.

Her metodun kendine özgü parametreleri ve etkinlikler; bunların da zorunlu olarak doğurduğu maliyetler vardır.

Sayısal tahmin teknikleri de kendi içerisinde zaman seri modelleri ve açıklayıcı modeller olarak ikiye ayrılır.

2- 2- ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

Zaman serileri, belirli bir değişkenin eşit zaman aralıklarında peş peşe sıraladığı değerler dizisidir. Zaman serilerinde verilerin belirli bir

¹¹ Makridakis. a.g.e., s. 19-15

zaman aralığında ard arda gelmesinden dolayı herhangi bir değişkene ait birbirini izleyen gözlem değerlerinin bağımlı oldukları varsayılır.

2- 2- 1- Zaman Serisi Modellerinin Çeşitleri

Zaman serileri, toplanma şekillerine göre sürekli ve süreksiz diye ikiye ayrılır. Gözlem değerleri zaman içerisinde devamlı olarak toplanıyorsa böyle serilere **sürekli zaman serisi** denir.

Zaman serileri belirli bir zaman aralığına göre toplanıyorsa böyle serilere de **süreksiz zaman serileri** denir.¹²

Çalışmamızda süreksiz zaman serileri kullanılmakta ve zaman seri verileri, ihtimal kurallarına göre toplanmaktadır. Başka bir ifade ile gözlem değerlerinin sonsuz hacimli bir yığından belirli ihtimal kurallarına göre çekilmiş örneklem olduğu varsayılmaktadır. Zaman serisindeki değerlerin oluşması için belirli bir zaman diliminin geçmesi gerekiyorsa ve seri yalnızca belirli zaman aralıklarında değer alıyorsa ve bu değerler birikimli olarak bir araya getiriliyorsa süreksiz zaman serilerinden bahsediyoruz demektir. Örneğin, aylık ihracat ve ithalat miktarı vb. seriler bu çeşit serilerdir. Zaman serileri geldikleri kaynaklara göre de bir ayrıma tabi tutulurlar. Bu ayrıma göre, zaman serileri:

a- Ekonomik zaman serileri ki, bu çalışmada ekonomik zaman serileri kullanılmıştır.

b- Değerleri fiziksel olaylara ait olan fiziksel zaman serileridir. Diğer bir ayırım da zaman serilerinin mevsimlik faktörü içerip içermediklerine göre yapılabilir.

Zaman serisindeki mevsimlik faktörü, sabit bir zaman aralığı boyunca seride belirli bir kalıbın kendiliğinden oluşmasından kaynaklanmaktadır. Örneğin, yakacak odun satışının yaz aylarında düşük,

¹² Halil Kayım, İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri, H.Ü.İ.B.F. Yay., Ankara 1986, s. 10-25

kış aylarında yüksek olması serinin mevsimlik faktörünü içerdiğini gösterir.

2- 2- 2- Zaman Serisi Modellerinin Amaçları

Zaman serisi modellerinin oluşturulmasındaki asıl amaç bu modeller yardımı ile geleceğin ön tahmininin yapılmasıdır. Örneğin Harrison stok kontrolü için **ön dönemi** (Lead time) şöyle tanımlamaktadır:

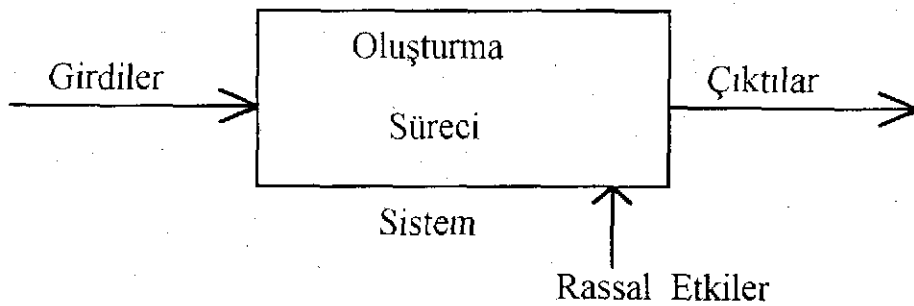
“Öyle bir dönem ki stoku yenilemek için fabrikaya verilen siparişle başlar, malın stoka alınmasıyla sona erer.”¹³ Bizim yönümüzden ön dönem, gelecek dönemlerdeki gözlem değerlerinin tahmin fonksiyonu yolu ile elde edilmesiyle başlar ve gerçek gözlem değerinin ortaya çıkmasıyla sona erer. Ön dönem için kullanılan zaman birimi, zaman serisi birimi ile aynıdır. Zaman serileriyle yapılan tahminin doğruluk derecesi, çoğunlukla tahmin değeri için güven sınırlarının belirlenmesiyle elde edilir. Bunun anlamı tahmini yapılan zaman serisinin gerçekleşen gözlem değeri belirlenen olasılıklarla bu güven aralığında gerçekleşmesi demektir. Modellerin oluşturulmasındaki diğer bir amaç ise açıklama yapmaktır. Şayet birden fazla değişkene ait zaman serisi toplanmışsa zaman serisinin birinde meydana gelen değişme, diğer seride meydana getirdiği değişmelerin ölçümüne de yarar. Bu tip analizlerde genellikle MARIMA modelleri (çok değişkenli otoregresif birleştirilmiş hareketli modeller) kullanılır.

Yine amaçlardan biri sistemin kontrolüdür. Böylece zaman serisinin dayandığı olasılık modellerinin kontrolü yapılabilir.

¹³ P. J. Harrison, *Short Term Forecasting Journal of The Royal Statistical Society* vol. 14, s. 102-105

2- 2- 3- Zaman Serisi Modellerinin Kullanımı

Bilindiği gibi zaman serileri geleceğin tahmin edilmesini tahmine konu teşkil eden değişkenin geçmiş değerlerine dayandırır. Bu modellerle güdülen amaç serinin tarihi gelişimini inceleyerek serideki muhtemelen mevcut kalıpları ekstrapolasyon ile geleceğe taşımaktır. Sayısal tahmin teknikleriyle aşına olmayan birisi, çoğu kez geçmişin geleceği açıklayamayacağını ve herşeyin sürekli bir şekilde değiştiğini düşünür. Fakat tahmin teknikleri ve veri kalıplarına aşinalık arttıkça tarihin bir bağlamda tekerrürden ibaret olduğu gerçeği kavranır. Zaman serisi analizi, sistemi **kara kutu** (Black Box) olarak kabul eder ve sistemi etkileyen faktörleri açığa çıkartmak için hiçbir girişimde bulunmaz. Şekil 3.'te görüldüğü gibi sistemi, bilinmeyen bir **oluşum süreci** (generating process) olarak değerlendirir. Zaman serisi analizinin sistemi kara kutu olarak düşünmesinin iki nedeni vardır. Bunlardan birincisi sistem anlaşılabilir ve hatta anlaşılabilir bile sistemin davranışlarını belirleyen varsayılmış ilişkilerin ölçümü çok zordur. İkincisi ise, temel endişenin yalnızca sistemdeki değişikliklerin neden meydana geldiğini bilmek yerine gelecekte neler olacağını tahmin edilmesi olabilir.



Şekil 3. Zaman Serisi İlişkileri.

2- 3. ZAMAN SERİSİNİN İSTATİSTİKSEL ÖZELLİKLERİ:

Zaman serisi analizlerinde istatistiksel teknikler kullanılır. Bu tekniklerin kullanılmasındaki asıl amaç serinin ön tahminini yapmaktır. Daha önce değinildiği gibi istatistiksel teknikler yardımıyla ön tahmin, serinin şimdiki ve geçmiş gözlem değerleri kullanılarak yapılır. İstatistiksel teknikler kendi içlerinde içerdikleri denklem sayısına göre tek denklemlilik ve çok denklemlilik olmak üzere bir ayrıma da tabi tutulabilir.

İstatistiksel tahmin teknikleri kendi içinde aşağıdaki biçimde alt başlıklara ayrılabilir:

- a) Trend eğrisi (Trend curves).
- b) Ayırıştırma (Decomposition).
- c) Üssel düzeltme (Exponential smoothing).
- d) Box - Jenkins teknikleri ya da otoregresif birleştirilmiş hareketli ortalama ARIMA (Auto regressive integrated moving average).
- e) Çok değişkenli otoregresif birleştirilmiş hareketli ortalama MARIMA (Multi-variate autoregressive integrated moving average).
- f) Kalman filtresi.

Açıklayıcı modeller yaklaşımında kullanılan diğer bir teknik ise ekonometrik tekniklerdir. Ekonometrik teknikler, model bünyesinde yer alan değişkenleri açıklamaya çalışır ve sebep-sonuç ilkesine dayanır.

Ekonometrik teknikler de içerdikleri denklem sayısına göre kendi içinde bir ayrıma tabi tutulabilir:

- i) Tek Denklemlilik Teknikler:

Her seferinde tek bir denkleme uygulanan tekniklerdir. En önemlileri şunlardır;

- a) Klasik en küçük kareler yöntemi.
- b) Dolaylı en küçük kareler yöntemi.
- c) İndirgenmiş kalıp yöntemi.
- d) İki aşamalı en küçük kareler yöntemi.

e) Sınırlı bilgiyle en yüksek olabilirlik yöntemi.

f) Bunların bileşimi.

ii) Eşanlı Denklem Teknikleri:

Bu teknikler bir sistemin bütün denklemlerine aynı anda uygulanır ve bütün fonksiyonların katsayı tahminlerini aynı anda verirler. En önemlileri şunlardır.

a) Üç aşamalı en küçük kareler yöntemi.

b) Tam bilgiyle en yüksek olabilirlik tekniği.

İncelenen zaman serisine uygun tahmin tekniğinin belirlenebilmesi veri içinde mevcut olan veri kalıplarının açığa çıkartılabilmesi için önce serisinin durağan olup olmadığının belirlenmesi şarttır. Çünkü, sıralanmış olduğumuz istatistiksel tahmin tekniklerinin başarılı bir şekilde uygulanabilmesi için serinin durağan bir yapı sergilemesi zorunludur. Bir zaman serisindeki durağanlığı şöyle tanımlayabiliriz:

“İncelenen zaman süresince serinin aritmetik ortalama ve varyansı sistematik bir değişme sergilemiyorsa ya da seri periyodik dalgalanmalardan arınmışsa böyle zaman serilerine **durağan seriler** denir.¹⁴ Başka bir anlatımla bu şekildeki serilerde istatistiksel denge vardır. Matematiksel olarak durağan seriyi şöyle tanımlamak mümkündür:

t_1, t_2, \dots, t_m zaman aralıklarında $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-m}$ gözlemleri serinin birleşik olasılık dağılımı ile $t_{1-k}, t_{2-k}, \dots, t_{m-k}$ gözlemleri serinin birleşik olasılık fonksiyonları aynı ise serinin tam durağan olduğu söylenir. Bunun anlamı herhangi bir gözlem setinin ileriye veya geriye doğru kaydırılması ile herhangi bir değişikliğe uğramıyorsa seri durağan bir seridir. Bu tanım herhangi bir örneklem hacmi için geçerlidir. Şekil 4'te durağan bir zaman serisi gösterilmiştir. İstatistiksel denge bulunan bir seride (Stationarity) aşağıda bahsedilen kalıplar uygun tahmin tekniği ile açığa çıkartılır.

¹⁴ C. Chatfield, *The Analysis of Time Series: Theory and Practice*, Chapman And Hall Press, London, s. 31-37

2- 3- 1. Trend

Zaman serisinin uygun dönemli eğilimini sergiler. Bilindiği gibi zaman serisi analizinde değişkene ait ölçümler her saat, ay, gün ya da yıl gibi herhangi bir düzenli zaman aralığında alınabilir. Zaman serilerinin genellikle konjüktürel dalgalanmalar göstermesine karşın zaman serisi uzun dönem aralığında görece olarak daha yüksek veya düşük değerlere doğru bir kayma ya da yönelim gösterebilir. İşte zaman serisinde uzun dönemde meydana gelen bu tedrici kayma Trend olarak adlandırılır. Örneğin tüketici tercihlerindeki değişme gibi etmenlerin etkisinin sonunda seri uzun dönemli artma ve azalma eğilimi sergiler:

Şekil 5. zaman serisinde muhtemelen mevcut olan trend durumunu göstermektedir.

2- 3- 2. Mevsimlik Kalıp

Trend faktörünün tersine mevsimlik faktörlerin tanımlanması için serinin uzun dönemli olması gerekmez. Yani zaman serisi aylık veya üç aylık gibi zaman dilimlerinde toplanmışsa bu serilerde mevsimlik değişimler görülebilir. Örneğin; doğal gaz satışları yaz aylarında düşük, kış aylarında yüksektir. Böyle bir seri kalıbı aşağıdaki Şekil 6. yardımıyla gösterilebilir.

2- 3- 3- Devresel Kalıp

Zaman serisinin çok uzun zaman aralığında sergilemiş olduğu dalgalanmalardır. Devresel kalıp serideki uzun bir zaman dilimini kapsadığı için açığa çıkartılması zordur.

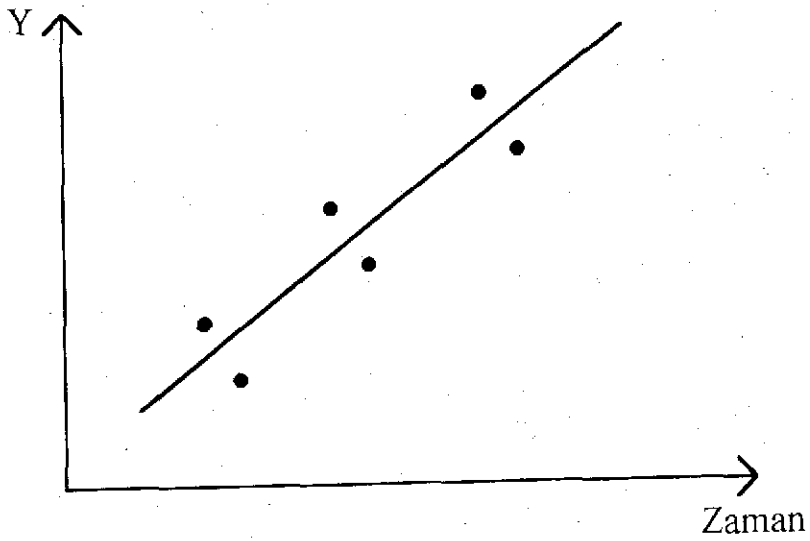
Böylesi bir veri kalıbı Şekil 7.'de gösterilmiştir.

2- 3- 4- Rassal Kalıp

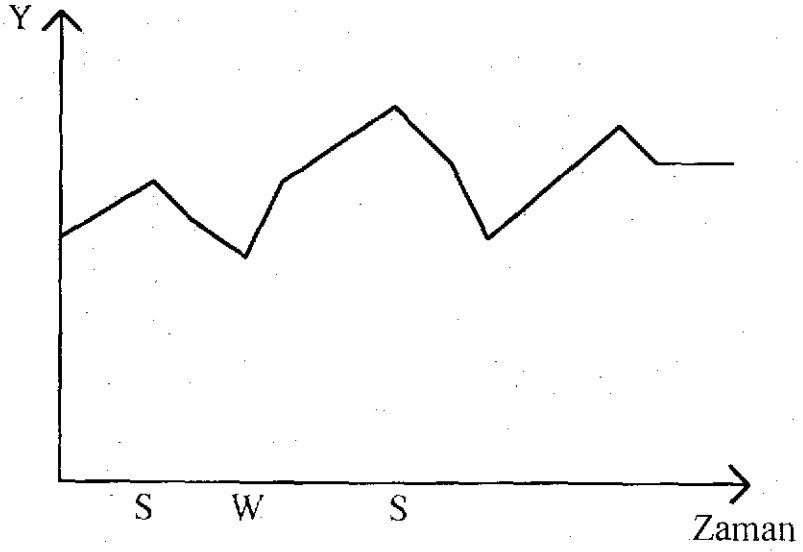
Zaman serisinde mevcut olan devresellik mevsimlik ve trend kalıplarının dışında kalan kısımdır ve hiç bir suretle tahmini yapılamaz.



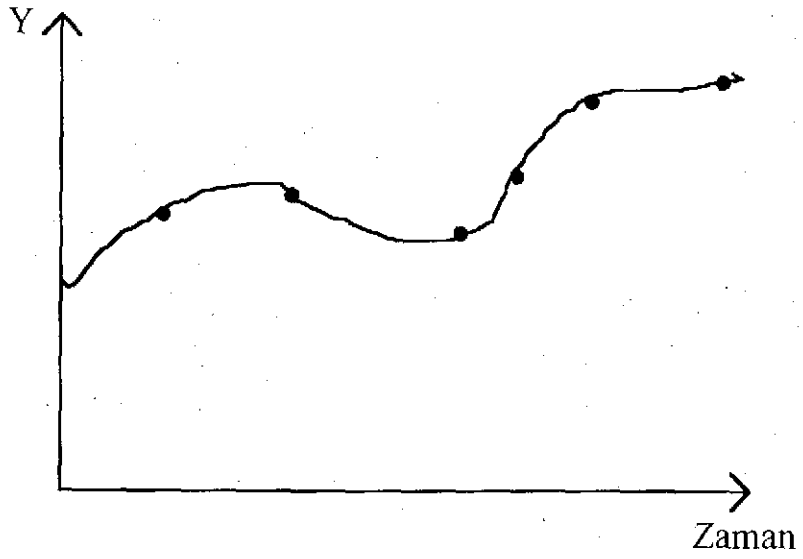
Şekil 4- Durağan Kalıp.



Şekil 5. Trend Kalıbı



Şekil 6. Mevsimlik Kalıp.



Şekil 7. Devresellik Kalıp.

2- 4. TAHMİNİN DOĞRULUĞU (Forecasting Accuracy)

Verilen bir veri setine uygun olan belirli bir tahmin tekniğinin uygunluğunun ölçümü önemlidir. Bir tahmin tekniğinin diğerine kıyasla üstün olduğunu kesin olarak iddia etmek imkansızdır. Belirli bir görevi

üstlenen tahmin tekniği belirli tahmin problemlerini içerir. Göz önünde tutulması zorunlu olan önemli faktörler şunlardır :

- a- Tahmin tekniğinin tahmin yapacağı ileriye dönük zaman dilimi
- b- Karar alma için mevcut olan ön dönem
- c- İstenilen doğruluk derecesi
- d- Analiz için verilerin kalitesi
- e- Tahmin probleminde içerilmiş ilişkinin tabiatı
- f- Tahmin problemi ile bağlantılı maliyet ve yararlar.¹⁵

Uygun bir tahmin doğruluk düzeyinin tayini için tahmin doğruluğundaki ilerlemenin fayda ve maliyetlerini karşılaştırmamız gerekmektedir. Tahmin etkinliği konusunda aşağıdaki sorular yönlendirilebilir.

- Verilen bir durum için formal teknik kullanımı yoluyla ne kadarlık ilave bir doğruluk elde edilir? (Tahminler matematiksel bakımdan sofistike bir tekniğe dayandırılmasından ziyade basit bir tekniğe dayandırılırsa tahmin ne ölçüde doğru olmayacaktır?)

- Verilen bu durum için tahminin doğruluğunda ne kadarlık bir düzelme elde edilebilir?

- Verilen bu durum için daha yüksek tahmin doğruluğunu elde etme fırsatı anlaşıldığında böyle bir bilgi en etkin tahmin tekniğinin seçiminde nasıl yardımcı olur?¹⁶

Genellikle tahmin modelinin geliştirilmesi ve test edilmesine yapılan yatırımlar ne kadar büyükse tahminin doğruluğu ve güvenilirliği o ölçüde büyük olacaktır.

¹⁵ Mark Hirschey, J. L. Papas, *Managerial Economics*, The Dryden Press, Tokyo 1987, s. 153-160

¹⁶ Makridakis, a.g.e., s. 44-50

2. 5. TAHMİN TEKNİKLERİNDE DOĞRULUĞU BELİRLEYEN İSTATİSTİKSEL ÖLÇÜTLER

Şayet X_t , t dönemindeki gerçek gözlem değeri ve F_t aynı dönem için tahmini değer ise hata bu ikisi arasındaki farka eşit olacaktır: $e_t = X_t - F_t$

2. 5. 1. Mutlak Ölçütler

a) Hata ortalaması (ME) = $\sum_{t=1}^n \frac{e_t}{n}$

b) Mutlak hata ortalaması (MAE) = $\sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{n}$

c) Hata kareler toplamı (SSE) = $\sum_{t=1}^n e_t^2$

d) Hata kareler toplamı ortalaması (MSE) = $\sum_{t=1}^n e_t^2 / n$

Tahmin etkinliği için öngörülen bu ölçütlerin her birinin bir uygulama limitinin olduğunu gözden uzak tutmalıyız. Örneğin istatistiksel optimum çok sıklıkla hata kareler ortalamasını minimum yapan bir model seçer fakat böyle bir ölçümün iki aşaması vardır. İlki, modelin üretilmesi tarihsel verilere atıfta bulunur. Bu şekildeki model üretimi iyi bir tahmini gerekli bir biçimde ima etmez. Hata kareler ortalamasının bir etkinlik ölçümü olarak modelin yerleşimi aşamasında farklı metotlar, farklı aşamalar kullanması gerçeği ile ilişkilendirilebilir. Örneğin düzeltme (smoothing) metotlarıyla yüksek bir derecede başlangıç, tahmini değerlere bağlıdır. Aynı şekilde regresyon metotları, hata kareler ortalamasını minimum yapmak için bütün gözlem değerlerini ayrı tartıyı vererek yapmıştır.

İstatistiksel tekniklerle aynı şekilde tahmin aşamasında hata kareler ortalamasını bir etkinlik ölçütü olarak kullanmak problem yaratabilir. Bu

etkinlik ölçütlerin farklı zaman serilerinde ve farklı zaman aralıklarında karşılaştırma yapılmasını güçleştirmektedir. Çünkü hata kareler ortalaması mutlak bir ölçüttür.

2. 5. 2. Görelî Ölçütler (Relative Measures)

Hata kareler ortalamasının bir tahmin etkinlik ölçütü olarak kullanılmasının sınırlarını ve açmazlarını izah ettikten sonra alternatif ölçütler ileri sürülmüştür. Bunların arasında üçü sıkça kullanılmaktadır. Bunlar ;

$$a) \text{ Yüzde hata (Percentage error) } = PE_t = \left(\frac{X_t - F_t}{X_t} \right) (100)$$

$$b) \text{ Yüzde hata ortalaması } = MPE_t = \sum_{i=1}^n \frac{PE_i}{n}$$

$$c) \text{ Mutlak yüzde hata ortalaması } = MAPE = \sum_{i=1}^n \frac{|PE_i|}{n}$$

d) Theil'in U-İstatistiği

Görelî ölçütlerde bütün hatalar eşit olarak ağırlıklandırılmaktadır. Hata kareler ortalaması ise hataların karelerinin alınması sonucu büyük hataların oluşumuna yol açmaktadır. İşte bu yaklaşımların eksikliğini gidermek üzere Theil 1966'da bir ölçüt geliştirdi. Matematiksel olarak bu ölçütü aşağıdaki şekilde yazabiliriz.¹⁷

$$U = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} (FPE_{t+1} - APE_{t+1})^2}{\sum_{i=1}^{n-1} (APE_{t+1})^2}}$$

¹⁷ Makridakis, a.g.e., s. 50-60

Bir takım matematiksel işlemlerden sonra U istatistiğini aşağıdaki şekilde yazmak mümkündür.¹⁸

$$U = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{F_{L,i+1} - X_{i+1}}{X_i} \right)^2}{\sum_{i=1}^{n-1} \left(\frac{X_{i+1} - X_i}{X_i} \right)^2}}$$

e) Janus Oranı

Tahmin doğruluğunun bir başka ölçüsü aşağıdaki ifadeyle tanımlanan Janus oranıdır.

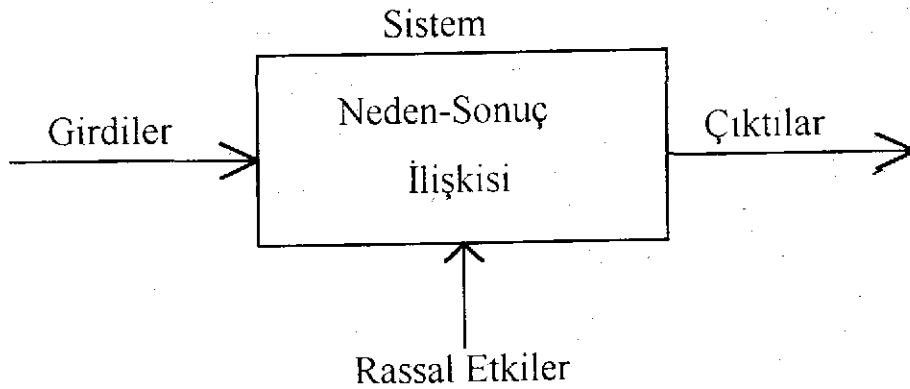
$$J^2 = \frac{\sum_{i=n+1}^{n+m} (P_i - A_i)^2 / m}{\sum_{i=1}^{n+m} (A_i - P_i)^2 / n}$$

Denkleminin payı, modelinin tahmini için kullanılan örnek döneminden sonraki dönemlerin tahminiyle gerçekleşen değerleri arasındaki farkın karelerinin toplamıdır. Paydası ise, örnek dönemdeki tahminlerle gerçekleşmelerin fark kareleri toplamıdır. Janus eşitliğinde de oranın eksi değer almayacağı $0 \leq J \leq \infty$ arasında değer alabileceği görülür. Janus oranının değeri ne kadar büyükse modelin tahmin performansı da o kadar düşüktür.

¹⁸ A. Koutsoyiannis, a.g.e., s. 494-498

2- 6. AÇIKLAYICI MODELLER YAKLAŞIMI:

Açıklayıcı modellerde tahmini yapılan faktörün bir veya çok sayıda bağımsız değişkin ile neden-sonuç ilişkisi sergilendiğini, başka bir anlatımla sistemin girdileri ile çıktıları arasında neden-sonuç ilişkisinin olduğu varsayılır. Açıklayıcı modellere göre sistemin girdilerinde meydana gelen bir değişme neden-sonuç ilişkisinin sabit olduğu varsayımı altında sistemin çıktıları tahmin edilebilir bir tarzda etkiler.



Şekil 8. Nedensel İlişkiler.

Açıklayıcı modellerdeki neden-sonuç ilişkisini yukarıdaki Şekil 8. yardımıyla gösterebiliriz:

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

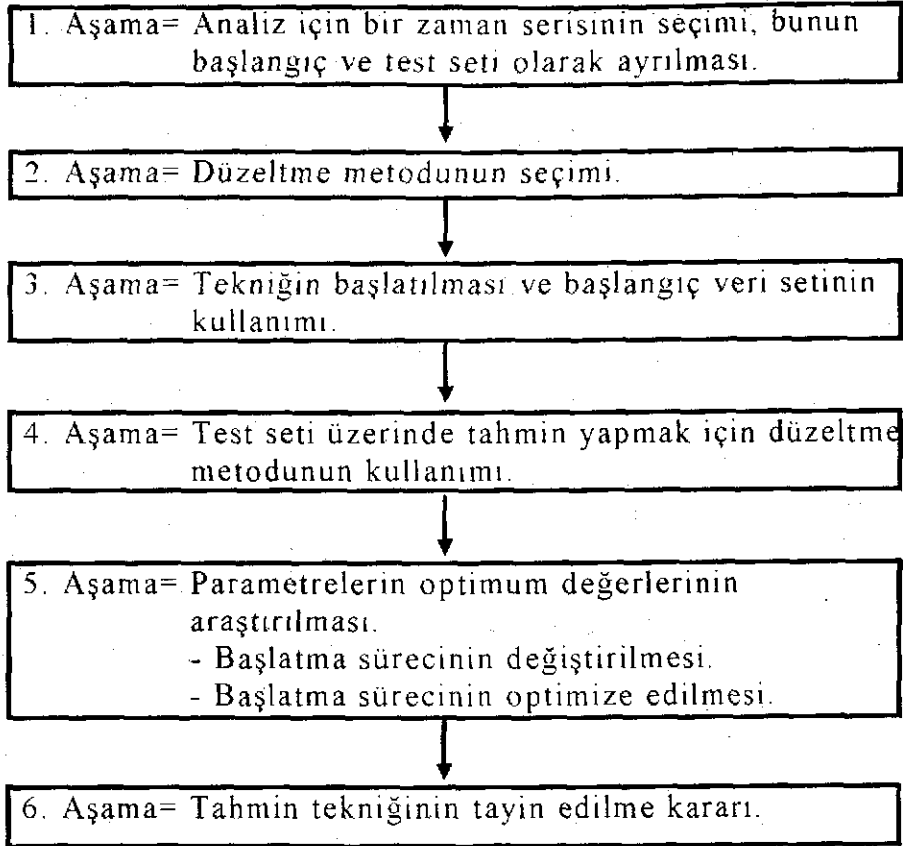
DÜZELTME ve AYRIŞTIRMA METOTLARI (Smoothing and Decomposition Methods)

3- 1. GENEL TANIMLAR

Bu bölümde güdülen temel amaç tahmin konusuna pragmatik yaklaşım sergileyen düzeltme metotlarını analiz etmektir. Uygulama açısından düzeltme metotları endüstri sektöründe geniş bir kullanım sahası edinmiştir. Bu metotların endüstri sektöründe yaygın olarak kullanılmasının ve genel kabul görmesinin bir nedeni tahmin konusunda ihtiyaç sahibi olan firmaların kısa dönemli tahmin gereksinmelerine cevap vermesi ve bu metotların haiz olduğu tekniklerin formulasyonunun alternatiflerine kıyasla görece olarak daha az sofistike olmasından ileri gelmektedir. Bundan dolayı düzeltme metotlarına ait model bileşenleri ve parametreleri kullanıcıların yabancı olmadıkları, tersine yeterince bilgi sahibi oldukları konulardır.

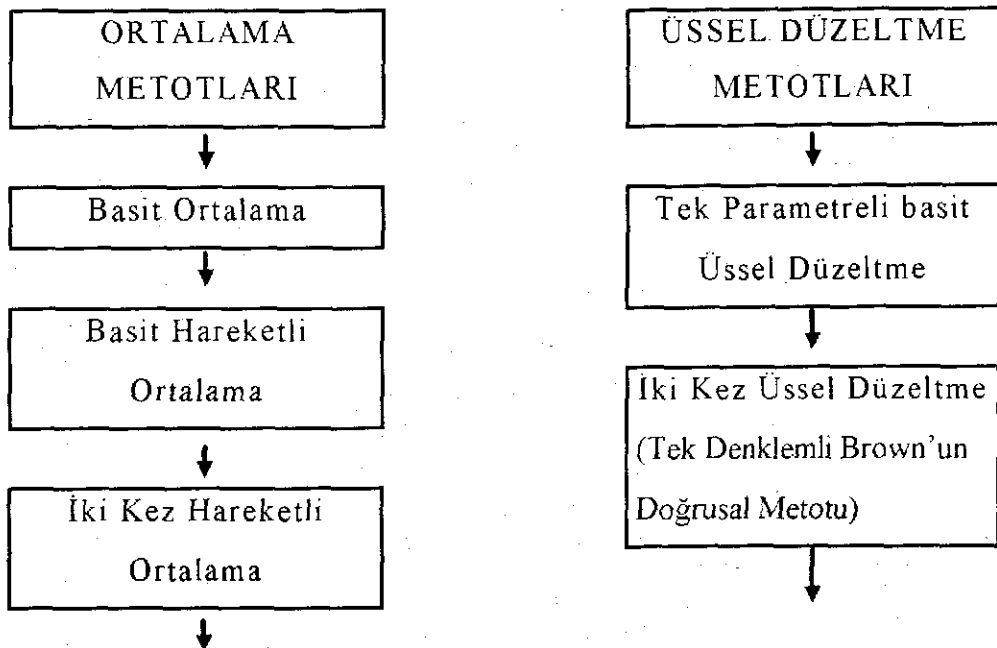
Şekil 9. herhangi bir düzeltme tekniğinin tayin edilmesi için izlenmesi gereken adımları açıklamaktadır. Aşağıdaki şekilde görüldüğü gibi izlenmesi gereken adımlar altı tanedir.¹⁹

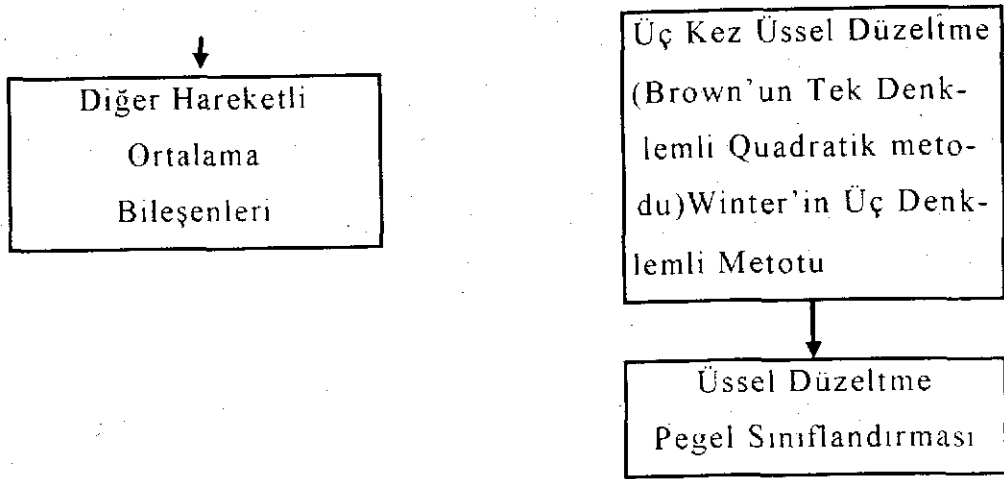
¹⁹ Makridakis, a.g.e., s. 65-85



Şekil 9. Üssel Düzeltme Yöntemlerinde İzlenen Adımlar.


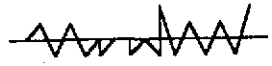
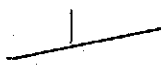
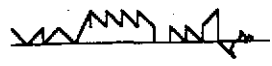




Bu bölümde tartışılan düzeltme metotlarının sınıflandırılması ilgili metotların daha iyi şekilde anlaşılması yönünden faydalıdır. Şekil 10.'da bu sınıflandırma yapılmıştır.



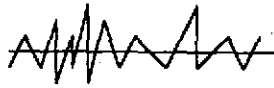
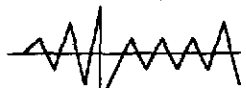
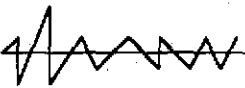
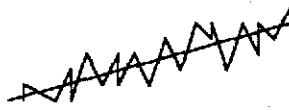
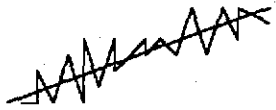
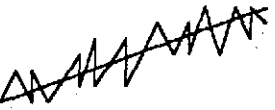
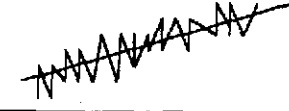
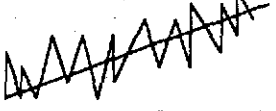
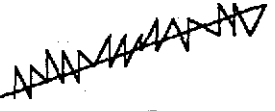


Şekil 10. Düzeltme metotları için bir sınıflandırma.

Tahmini yapılan zaman serisinde uygun bir veri kalıbının tanımlanması hayati derecede önemlidir. Açıkça denilebilir ki, uygun olmayan bir tahmin modeli daha uygun bir modele oranla uygulama bakımından daha geridir. Şekil 11'de farklı tahmin tekniklerinin performansını değerlendirmede geniş ölçüde kullanılan veri kalıpları tanımlanmaktadır.

	Hatasız	Hatalı
A Sabit Süreç		
B Vuruşlu (Pulse)		
C Rampalı		
D Basamaklı		

a) Bazı Temel Kalıplar.

	Mevsimlik Etkinin Olmaması	Toplamlı Mevsimlik	Çarpımlı Mevsimlik
Trend Etkisiz			
Toplamlı Trend			
Çarpımlı Trend			

b) Pagel sınıflandırmasına dayandırılmış kalıplar.

Şekil 11. Tahmin sürecinin testi için bazı test kalıpları.

İstatistiksel olarak görülecektir ki, gerçek değerlerle tahmini değerler arasındaki fark kare ortalaması en aza indirildiğinde ve bunun bir tahmin tekniği olarak kullanılması durumunda sapmasızlık prensibi geçerlidir. Ortalamanın bir tahmin edici olarak kullanılmasının koşulu serinin durağan bir yapıya sahip olmasıdır. Bu nedenle şayet zaman serileri gelişi güzel hata kısıtlaması dışında sabit bir süreç tarafından elde ediliyorsa böyle bir serinin ortalamasını gelecek dönem tahmini için kullanmak mümkündür. Buna karşılık veri seti gelişi güzel hatanın dışında aşağı veya yukarıya meyilli bir trendi ya da mevsimlik etkileri içeriyor, her ikisinin bileşimi bir durum sergiliyorsa bu durumda basit ortalamanın tahmin edici olarak kullanılması serinin kalıbına uygun olmayacaktır.

3- 2- ORTALAMA METOTLARI

Ortalama metotlarıyla geçmiş zaman seri değerleri bir kaç yoldan düzeltilebilir. Biz bunların bir kaçını ele alacağız. Bunlar;

- Basit Ortalama

- Basit Hareketli Ortalama ve -İki kez hareketli ortalama

3- 2- 1- Basit Ortalama

Ortalamanın tahmin edici olarak kullanılmasının bir yolu bu ortalamaya etki eden geçmiş verilerin analizi olabilir. Bir başka ifade ile burada kaç tane geçmiş dönem verilerinin kullanılması gerektiğine karar verilmelidir. Hareketli ortalama ile bahsedilen her bir yeni verinin oluşumu eski veriyi düşürmektedir. Modelin veri sayısının sabit olduğu ve en son verileri içerdiği durumu gözden kaçırılmamalıdır.

3- 2- 2- Basit Hareketli Ortalama

Hareketli ortalamanın tanımından da anlaşıldığı gibi bu yöntemin uygulanması en son verilerin saklanması gerektirir. Trend ya da mevsimlik etkileri ayıklayamamasına rağmen performansı toplam ortalamadan daha iyidir. MA(1) Bu birinci derece hareketli ortalamayı ifade eder. En son verinin bir sonraki dönemin tahmin değeri olarak kullanılması anlamına gelir.

3- 2- 3- İki Kez Hareketli Ortalama

Geçmiş tüm verileri ihtiva eden ortalama ile en son t verilerini ihtiva eden hareketli ortalamanın verilerdeki trendi göz önünde bulundurmadığını söylemiştik. İki kez hareketli ortalama işte bu açığı gidermeye çalışır. İki kez hareketli ortalama tahmin süreci üç unsuru içerir:

a- t anındaki basit hareketli ortalamanın kullanımı.

b- t anındaki basit ve doğrusal hareketli ortalama arasındaki farkın ayarlanması.

c- t döneminden t + 1 dönemine trend için bir ayarlama:

$$S_t^I = \frac{X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + \dots + X_{t-N}}{N}$$

$$S_t^{II} = \frac{S_t^I + S_{t-1}^I + S_{t-2}^I + \dots + S_{t-N+1}^I}{N}$$

$$a_t = S_t^I + (S_t^I - S_t^{II}) = 2 S_t^I - S_t^{II}$$

$$b_t = \frac{2}{N} (S_t^I - S_t^{II})$$

$$F_{t,m} = a_t + b_t m$$

Anlaşılacağı gibi çok sayıda yüksek dereceli hareketli ortalamaların hesaplanması mümkündür. Hangi dercede hareketli ortalamanın kullanılacağına karar vermek tamamıyla tahminciye bağlıdır.

Sonuç itibariyle; zaman serilerindeki dalgalanmaların ayıklanmasında kullanılan hareketli ortalamaların başlıca faydaları şunlardır:

- a- Hareketli ortalamaların tekniğinin tatbiki kolaydır.
- b- Yöntemlerin mekanik bir biçimde tatbiki mümkündür.
- c- Hareketli ortalamalar metoduyla bulunan trend asli adetlere çok iyi bir şekilde intibak eder.

Bu faydalarına karşılık bazı mahzurları vardır:

- a- Serinin başından ve sonundan asli adetlerin kaybolmasına yol açmaktadır.
- b- Konjktürel dalgalanmanın uzunluğunu tayin etmek çok zordur.

3- 3- ÜSSEL DÜZELTME (Exponential Smoothing)

Üssel düzeltme metotlarıyla ilgili çalışmalar 1950'li yıllarda Holt ve Brown'un yapmış oldukları orijinal çalışmalara dayanır. Üssel düzeltme yöntemleri alternatiflerine oranla daha popülerdir. Tahmin konusunda üssel düzeltmeyi alternatifleri arasında popüler yapan en önemli nedenlerden biri muhtemelen model belirleme aşamasındaki minimum çabayla elde edilen şaşırtıcı etkinliğidir. Makridakis ve Hibon tarafından yapılan çalışmalar tahmin doğruluğu yönünden üssel düzeltme modelleri ile Box-Jenkins'in tanımlamış olduğu sofistike ARIMA modelleri arasında anlamlı bir farkın olmadığını göstermiştir. Üssel düzeltme yöntemlerinde kullanılan simgeler üzerinde tam bir anlaşma olmadığından aşağıdaki tabloda bu modellerde kullanılan semboller ve tanımlar verilmektedir.

SEMBOL

α	Seri düzeyi için düzeltme parametresi.
γ	Trend için düzeltme parametresi.
δ	Mevsimlik faktörler için düzeltme faktörü.
\emptyset	Trend modifikasyon parametresi.
β	İskonto faktörü.
S_t	Serinin düzleştirme düzeyi.
T_t	t periyod-sonundaki düzeltilmiş trend.
I_t	t dönemi sonundaki düzeltilmiş mevsimlik index.
S_t^{ii}	İki kez düzeltilmiş ortalama.
S_t^{iii}	Üç kez düzeltilmiş ortalama.
X_t	t periyodundaki gözlenen değer.
m	Ön tahmin dönemindeki periyot sayısı.
$F_t(m)$	t orjininden ileriye dönük m dönemi için tahmin.
e_t	Bir dönem ileriye dönük tahmin hatası.

SEMBOL

(E_t, M_t)

Düzeltilmiş hata ve mutlak hata değerleri.

3- 3- 1- Tek Parametrelili Basit Üssel Düzeltme

Serinin geçmiş gözlem değerleri kullanılarak düzeltilen seri ortalaması bir son dönemin ortalama tahminini oluşturmaktadır. Bu teknikte geçmişe doğru gidildikçe verilmiş olan ağırlıklar azalmaktadır. Bunun nedeni yapılan tahminde son verilerin önceki verilerden daha fazla rol almak istemelerinden kaynaklanmaktadır. Basit üssel düzeltme tahmini:

$$F_{t-1} = \alpha X_t + (1-\alpha)F_t$$

şeklinde yazılabilir.

F_t şimdiki zaman tahmini olup;

$$F_t = \alpha X_{t-1} + (1-\alpha)F_{t-1}$$

F_t'yi F_{t-1} denkleminde yerine yazarsak

$$F_{t-1} = \alpha X_t + (1-\alpha)[\alpha X_{t-1} + (1-\alpha)F_{t-1}]$$

$$= \alpha X_t + \alpha (1-\alpha) X_{t-1} + (1-\alpha)^2 F_{t-1}$$

denklemini bulmuş oluruz.

Basit üssel düzeltmedeki α katsayısı ne kadar düzeltme yapacağını gösterir. (0-1) aralığında değer alabilir. Tahmin denkleminde de görüleceği gibi α 'nın küçük olması durumunda daha fazla ağırlık geçmiş veriye verilir. α 'nın büyük olması durumunda ağırlık yakın geçmiş veriye verilir.

Farklı değerlerin etkisi aşağıdaki tabloda gösterilmiştir:

Katsayı	α	$(1-\alpha)$	$\alpha(1-\alpha)^2$	$\alpha(1-\alpha)^3$	$\alpha(1-\alpha)^4$
$\alpha=0,1$	0,1	0,09	0,081	0,0729	0,06561
$\alpha=0,9$	0,9	0,1	0,009	0,009	0,00009

Uygulamalı arařtırmalar göstermiřtir ki, α 'nın doęruluęu tahmin performansını etkiledięi gibi, kk deęerli α seride byk dalgalanmaları gidermektedir. Zaman serisi grafięi incelendięinde gzlem deęerleri belirli bir Őekil gsteriyorlarsa α deęeri byk alınmalıdır. ssel dzeltme ynteminin kullanılması arařtırmacı dzeltme katsayısı iin deęerlerini saptar, saptanan bu deęerler hata kareler ortalamasını en aza indirmelidir. Őayet α 'nın 1'e yakın deęeri iin hata kareler ortalamasını en aza indiriyorsa bu durum yntemin bu zaman serisi iin uygun olmadıęını ve incelenen seride kuvvetli bir trendin bulunduęunu gsterir.

Basit yaklařımda serinin hata ortalamasını minimum yapan α deęerinin kullanılması gerektięini belirtmiřtik. Fakat kendi kendini uyarlayan ssel dzeltme (**Adaptive - response rate single exponential smoothing**) yntemi, basit ssel dzeltme yntemine gre kullanım aısından daha stndr. Őyle ki, kendi kendini uyarlayan ssel dzeltme yntemi verilerin oluřumunda veri kalıbında deęiřmeler meydana geldięinde bu yntem α 'nın kontroll bir tarzda deęiřimine msaade eder. Bařka bir ifadeyle her ne zaman veri kalıbında bir deęiřme meydana gelse α deęeri otomatik olarak bu deęiřiklięi gznnde bulundurur ve ařaęıdaki denklem yardımıyla gsterilir:

$$F_{t+1} = \alpha X_t + (1 - \alpha_t) F_t$$

$$\text{Burada } \alpha_{t+1} = \frac{|E_t|}{M_t}$$

$$E_t = \beta e_t + (1 - \beta) E_{t-1}$$

$$M_t = \beta |e_t| + (1 - \beta) M_{t-1}$$

$$e_t = X_t - F_t$$

Bu yntem basit ssel dzeltme yntemine gre biraz daha karıřık yapıya sahip olmasının yanında veri kalıbındaki deęiřmelere genellikle ok duyarlıdır.

3- 3- 2. Tek Parametrelili Doğrusal Üssel Düzeltme Metodu

Bundan önceki kısımda açıklanan üssel düzeltme yöntemlerinde serinin **duragan** (stationary) olduğu varsayılmıştır. Fakat genellikle ekonomik zaman serilerinde bu özellik bulunmamaktadır. Yani seride trend mevsimlik değişimler vb. gibi kalıplar bulunmaktadır. İşte böylesi bir durumda Brown'un tek parametrelili doğrusal modelini kullanmak mümkündür. Brown yöntemi aşağıdaki biçimde ifade edilebilir:

$$\begin{aligned}
 S_t^I &= \alpha X_t + (1-\alpha) S_{t-1}^I \\
 S_t^{II} &= \alpha S_t^I + (1-\alpha) S_{t-1}^{II} \\
 S_t &\Rightarrow \text{Basit Üssel Düzeltme} \\
 S_t^{II} &\Rightarrow \text{İkili Üssel Düzeltme} \\
 a_t &= S_t^I + (S_t^I - S_t^{II}) = 2S_t^I - S_t^{II} \\
 b_t &= \frac{\alpha}{1-\alpha} (S_t^I - S_t^{II}) \\
 F_{t-m} &= a_t + b_t m
 \end{aligned}$$

Brown'un yönteminden başka Holt'un iki parametrelili üssel düzeltme yönteminden de söz edebiliriz.

Holt'un bu metodu ikili düzeltme formülüne kolay bir şekilde başvurulmamasının dışında prensipte Brown'un metodu ile benzerdir. Bunun yerine Holt'un bu metodu trend değerlerini ayrı ayrı düzeltir. Bu da modele büyük esneklik sağlar. Holt'un iki parametrelili üssel düzeltme metodu iki sabit değer ve üç denklem içerir. Bu üç denklem aşağıda gösterilmiştir:

$$\begin{aligned}
 S_t &= \alpha X_t + (1-\alpha)(S_{t-1} + b_{t-1}) \\
 b_t &= \gamma (S_t - S_{t-1}) + (1-\gamma) b_{t-1} \\
 F_{t-m} &= S_t + b_t m
 \end{aligned}$$

Brown'un tek denklemlili karesel üssel düzeltme metodu doğrusal üssel düzeltme yönteminin bir devamıdır. Bu metotla veri kalıbının karesel ya da daha yüksek derecede olması daha yüksek derecede düzeltmelerin kullanılmasını gerektirir. Üssel düzeltme yöntemi matematiksel olarak şöyle tanımlanır:

$$S_t^I = \alpha X_t + (1 - \alpha) S_{t-1}^I$$

$$S_t^{II} = \alpha S_t^I + (1 - \alpha) S_{t-1}^{II}$$

$$S_t^{III} = \alpha S_t^I + (1 - \alpha) S_{t-1}^{III}$$

$$a_t = 3 S_t^I - 3 S_t^{II} + S_t^{III}$$

$$b_t = \frac{\alpha}{2(1-\alpha)} [(6-5\alpha)S_t^I - (10-9\alpha)S_t^{II} + (4-3\alpha)S_t^{III}]$$

$$c_t = \frac{\alpha^2}{(1-\alpha)^2} (S_t^I - 2S_t^{II} + S_t^{III})$$

$$F_{t+m} = a_t + b_{tm} + \frac{1}{2} C_t m^2$$

3- 3- 3. Üç Kez Üssel Düzeltme Metodu

Şu ana kadar hareketli ortalama ve üssel düzeltme setlerinin durağan ve durağan olmayan seriler için uygun olduğunu gördük. Fakat mevsimlik faktörünün seride mevcut olduğu durumlarda bu hareketli ortalama ve üssel düzeltme setleri iyi tahminler yapmamaktadır. Şayet veri seti durağan bir yapı sergiliyorsa hareketli ortalama veya basit üssel düzeltme metodu bu veri seti için uygundur.

Eğer veri seti trend içeriyorsa Brown veya Holt'un doğrusal yöntemi bu veri seti için uygundur. Fakat verinin mevsimlik kalıbını içermesi durumunda bu bahsedilen teknikler mevsimlik kalıbını ortadan kaldırmaya elverişli değildir. Winter, serideki mevsimlik faktörünü kapsayan üç tane düzeltme metodu geliştirmiştir.

Matematiksel olarak bu denklemler aşağıda verilmiştir.

$$S_t = \alpha \frac{X_t}{I_{t-L}} + (1-\alpha)(S_{t-1} + b_{t-1}) \quad (\text{Genel Düzeltme})$$

$$b_t = \gamma (S_t - S_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1} \quad (\text{Trend Düzeltme})$$

$$I_t = \beta \frac{X_t}{S_t} + (1-\beta)I_{t-1}$$

$$F_{t-m} = (S_t + b_{tm}) I_{t-L-m} \quad (\text{Tahmin})$$

Bu yöntemde kullanılan α, β, γ parametrelerinin belirlenmesi deneme-yanılma yöntemiyle olmaktadır. Burada öyle bir α, β, γ parametreleri seçmeliyiz ki, hata kareler ortalaması ya da mutlak nisbi hata ortalaması en küçük olsun.

3- 4. PAGEL SINIFLANDIRMASI

Farklı trend ve mevsimlik bileşenleri ayrı ayrı gözönünde tutan üssel düzeltme metotlarının toplamlı (doğrusal) ya da çarpımlı (doğrusal olmayan) olup olmamalarının belirlenmesi önemlidir. Pagel bunu gözönünde tutan basit fakat faydalı bir yapı oluşturmuştur. İki yönlü sınıflandırma aşağıdaki tablodaki gibidir:

		Mevsimlik Bileşen		
		1 Hiçbiri	2 Toplamlı (additive)	3 Çarpımlı (multiplicative)
Trend Bileşenleri	A Hiçbiri	A-1	A-2	A-3
	B Toplumsal	B-1	B-2	B-3
	C Çarpımsal	C-1	B3	C3

Şu ana kadar saydığımız tüm üssel düzeltme metotlarını aşağıdaki denklem yardımı ile özetleyebiliriz:

$$S_t = \alpha P + (1-\alpha)Q$$

P ve Q değerleri, düzeltilmiş S_t değerlerinin hangi hücreye ait olduğuna göre değişir. Toplamli trend (A_t), çarpımlı trend (B_t), toplamli mevsimlik (C_t) ve çarpımlı mevsimlik bileşenlerini (D_t) ile gösterirsek aşağıdaki tablolaları elde ederiz:

		Mevsimlik Bileşen		
		1	2	3
		(Hiçbiri)	(Toplamli)	(Çarpımlı)
Trend	A	$P = X_t$	$X_t - C_{t-L}$	X_t/D_{t-L}
	(Hiç)	$Q = S_{t-1}$	S_{t-1}	S_{t-1}
Bileşeni	B	$P = X_t$	$X_t - C_{t-L}$	X_t/D_{t-L}
	(Toplamli)	$Q = S_{t-1} + A_{t-1}$	$S_{t-1} + A_{t-1}$	$S_{t-1} + A_{t-1}$
	C	$P = X_t$	$X_t - C_{t-L}$	X_t/D_{t-L}
	(Çarpımlı)	$Q = S_{t-1}B_{t-1}$	$S_{t-1}B_{t-1}$	$S_{t-1}B_{t-1}$

X_t = Gerçek veri.

S_t = Düzeltilmiş veri = $\alpha P + (1-\alpha)Q$

$A_t = \beta(S_t - S_{t-1}) + (1-\beta)A_{t-1}$ (Toplamli trend)

$B_t = \gamma(S_t/S_{t-1}) + (1-\gamma)B_{t-1}$ (Çarpımlı trend)

$C_t = \delta(X_t - S_t) + (1-\delta)C_{t-L}$ (Toplamli mevsimlik)

$D_t = \theta(X_t/S_t) + (1-\theta)D_{t-L}$ (Çarpımlı mevsimlik)

$\alpha, \beta, \gamma, \delta$ ve θ 0 ile 1 arasında kısıtlanmıştır.

Mevsimlik Bileşen

		1	2	3
		(Hiçbiri)	(Toplamlı)	(Çarpımlı)
A	Trend (Hiç)	S_t	$S_t - C_{t-L+m}$	$S_t D_{t-L+m}$
B	Bileşeni (Toplamlı)	$S_{t+m} A_t$	$S_{t+m} A_t + C_{t-L+m}$	$(S_{t+m} A_t) D_{t-L+m}$
C	(Çarpımlı)	$S_t B_t^m$	$S_t B_t^m + C_{t-L+m}$	$S_t D_{t-L+m} B_t^m$

Pagel sınıflandırması, yukarıdaki tablolardaki denklemler yardımıyla, verideki kalıpların ayrıştırılması ve ayrıştırılan bu kalıpların tahminini mümkün kılar.

3- 5. DİĞER DÜZELTME YÖNTEMLERİ

Şu ana kadar tartışılan metotların yanında bir çok metotlar ileri sürülmüştür ki, bunların büyük bir çoğunluğu büyük çapta hesaplama gerektirdiği gibi matematiksel olarak da karmaşık bir yapıya sahiptirler. Bu metotların bazıları aşağıda açıklanacaktır.

3- 5- 1. Chow'un Adaptive Kontrol Metodu

Bu metod kendi kendini yineleyen adoptive düzeltme yöntemine benzemesine karşın bu yöntemin farklılığı durağan olmayan seriler içinde uygulama imkanına dayanır. Bu yöntemde α_t için 0 ile 1 arasında değer alacak şekilde ufak artışlar verilerek hata kareler ortalamasını en aza indirmeye çalışalım. Bu yöntem denklemleri aşağıdaki şekilde verilebilir:

$$\begin{aligned}
S_t &= \alpha_t X_t (1 - \alpha_t) S_{t-1} \\
b_t &= \alpha_t (S_t - S_{t-1}) + (1 - \alpha_t) b_{t-1} \\
F_{t-1} &= S + \frac{(1 - \alpha_t)}{\alpha_t} b_t
\end{aligned}$$

3- 5- 2. Brown'un Tek Denklemlili Adaptive Metodu

Brown'un basit düzeltme sabiti ihtiva eden tek denklemlili modeli uygulamada çok yaygın olarak kullanılmakla birlikte uygulamalarda tatmin edici bir performansa da sahiptir. Bu yöntemdeki hesaplamalar aşağıdaki gibidir:

$$S_t = S_{t-1} + b_{t-1} + (1 - \delta^2) e_t$$

$$b_t = b_{t-1} + (1 - \delta^2) e_t$$

Burada;

$$e_t = X_t - F_t \quad \text{ve}$$

δ = Düzeltme Sabiti

$$F_{t-m} = S_t + b_t m$$

3- 5- 3. Box-Jenkins'in Üç Denklemlili Düzeltme Yöntemi

Box-Jenkins tarafından geliştirilen bu model serideki düzeltme hatalarına dayandırılmıştır. Model içinde yer alan üç parametre hata kareler ortalamasını en aza indirgeyecek biçimde belirlenir. Bu model doğrusal en küçük kareler açısından optimal olduğu gibi durağan olmayan serilere uygulanabilir. Bu metoddaki hesaplamalar aşağıdaki gibidir.²⁰

$$F_{t-m} = F_t + Q_1(e_t - e_{t-1}) + Q_0 e_t + Q_2 \sum_{i=1}^n e_i$$

²⁰ G. E. Jenkins, Box, *The Royal Statistical Society*, vol. 24, s. 297-346

3- 5- 4. Harmonik Düzeltme Yöntemi

Harrison tarafından ortaya atılmış tahmin yöntemlerinden biridir. Bu yöntemde düzeltme metotlarının kuramsal basitliğinin büyük bir bölümünün varlığı korunur. Bu düzeltme metotları matematiksel teknikleri kapsar. Bu yöntemde matematikteki fourier dönüşümünün kullanılması esastır. Harmonik düzeltme yöntemi konum itibariyle üssel düzeltme ile otoregresif hareketli ortalama yöntemlerinin arasında bir yerdedir. Bu yöntem modelin dışında büyük çapta bir hesaplamayı ve fourier dönüşüm bilgisinin anlaşılmasını gerektirir. Fakat bir keresinde bu yöntem için gerekli orijinal hesaplamalar yapıldıktan sonra bunların uyarlanması (updating) oldukça kolaydır.

Her tahmin yönteminde olduğu gibi bu yöntemin kullanımının da avantaj ve dezavantajları vardır. Model parametrelerinin bu yöntemce herhangi bir müdahaleye gerek kalmaksızın optimum kılınması bu yöntem için en önemli avantajlardan birini teşkil ederken yaratmış olduğu yüksek maliyet ve veri gereksinimin fazla olması, yöntemin dezavantajlarını oluşturur.

Harison'un harmonik düzeltme yönteminde esas aldığı fourier analizinde herhangi bir zaman serisi sinüs ve cosünüs terimleriyle ifade edilebilir. Verilmiş bir N gözlem değeri seti için (N=Asal sayı) fourier analizinin amacı N katsayılarını $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_k$ ve $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$

$k = \frac{N-1}{2}$ koşulları altında aşağıdaki

2

$$Y_t = \frac{1}{2} \alpha_0 + \sum_{f=1}^k \left[\alpha_f \cos \left[\left(\frac{f_t}{N} \right) 2\pi \right] + \beta_f \sin \left[\left(\frac{f_t}{N} \right) 2\pi \right] \right]$$

denklemini tatmin etmek için hesaplamaktır.

3- 5- 5. Trigg'in Gözlemeleme (Monitoring) Sistemi

Trigg tarafından geliştirilmiş olan bu yöntem bir tahmin tekniği olarak kullanımın yanı sıra tahmin hatalarını gözlemeleme ve tahmin hatalarının rassal olup olmadığına karar vermede bir araç olarak kullanma imkanı vermektedir. Trigg'in bu metodu aşağıda verilen üç denkleme dayalıdır.

$$\begin{aligned} E_t &= \beta e_t + (1-\beta)E_{t-1} \\ M_t &= \beta |e_t| + (1-\beta)M_{t-1} \\ T_t &= \frac{E_t}{M_t} \quad e_t = X_t - F_t \end{aligned}$$

Burada T_t , t dönemindeki izleme sinyali (Tracking Signal)

Trigg ve Bely 1964 ve 1968 yılında %95 güven aralığında rassal olmayan hataların izleme sinyal değerlerinin $\beta=0,1$ olması durumunda 0,51'i, $\beta=0,2$ olması halinde ise 0,74'ü aşacağını ileri sürmüşlerdir. Çoğu tahmin sistemlerinde, sistemin kontrol altında olup olmadığından emin olmak için, tahmin hatalarının otomatik olarak gözetim altında tutulması önemli olduğundan Trigg'in metodu bu bağlamda önemli bir görevi yerine getirmektedir.

3. 5. 6. Forsys Sistemi

Yukarıda incelenen zaman serilerine ait düzeltme tekniklerinin büyük bir çoğunluğu, serideki mevcut trend kalıbının ön tahmin uzunluğuna bakılmaksızın etkisinin azalmayacağı varsayımını kabul etmişlerdir. Fakat son çalışmalar göstermiştir ki zaman serilerinin içerdiği trend kalıbının etkisinin azaltıldığı ya da hiçe sayıldığı durumlar nadirdir.

Lewandawski tarafından geliştirilmiş olan bu sistem yaygın bir şekilde Avrupa şirketlerinde kullanılarak kabul görmüştür. Lewandawski

Forsys sisteminin en fazla göze çarpan yanı ön tahmin dönemi uzadıkça seride muhtemelen mevcut olan trend faktörünün etkisinin bastırılmasıdır.

Forsys sistemine göre zaman serisi aşağıdaki biçimde ayrıştırılır :

$$X_t = M_t S_t + e_t$$

Ortalama M_t temel olarak üssel düzeltme tiplerinden hareketli ortalama süreci ile tanımlanır. Örneğin doğrusal model için M_t şu biçimde tanımlanır. $M_t = 2(M1_t) - M2_t$

$$\text{Burada } M1_t = \sum_{i=0}^{\theta} \frac{X_{t-i}}{S_{t-i}} \alpha_{t-i} - \prod_{i=0}^{\theta} (1-\alpha_{t-i})^{\theta}$$

$$M2_t = \sum_{i=0}^{\theta} M1_{t-i} \alpha_{t-i} - \prod_{i=0}^{\theta} (1-\alpha_{t-i})^{\theta}$$

Düzleştirme sabiti α_t aşağıdaki denklem yardımıyla elde edilir :

$$\alpha_t = \alpha_a + \Delta\alpha_t$$

α_t değeri aşağıdaki biçimde değişir :

$$\alpha_{0,t} = \alpha_0 P^{j_1[\sigma_t^{(1)}]}$$

$$\Delta\alpha_t = K_0 P^{j_2[\sigma_t^{(2)}]} - K_1 P^{j_3[\Sigma_t^*]}$$

Buradaki $\sigma_t^{(1)}$ serideki istikrarın bir ölçümü olup aşağıdaki biçimde tanımlanır :

$$\sigma_t^{(1)} = \left| \frac{MAD_t}{M_t} \right|$$

ve son olarak Σ_t^* izleme sinyali olup :

$$\Sigma_t^* = \frac{\Sigma_t}{MAD_t} \text{ şeklinde tanımlanır.}$$

$$\text{Burada } \Sigma_t = \Sigma_{t-1} (1-\gamma S_t) + \Sigma \varepsilon_t$$

Buradaki γS_t değeri serideki azalma katsayısı olarak düşünülebilir.

$$\text{Bu } \gamma S_t = \gamma S_0 [1 - P_4^{t_4} (6_4^{(2)})]$$

Bu sistemdeki mevsimlik katsayılar üssel düzeltme süreci yardımıyla elde edilirler.

$$S = \sum \frac{X_{t-r}}{M_{t-r}} \beta_{t-r} \pi (1-\beta_{t-r})^r$$

$$\text{Burada } \beta_t = \beta_0 P^{t(\Sigma)}$$

Serinin tahmini M_t ve S_t 'nin kombine edilmesiyle verilebilir. Bunlar :

$$F_{t-k}^{(1)} = M(\alpha)_t + KT(\alpha)_t + K^2 Q(\alpha)_t$$

$$F_{t-k}^{(2)} = M(\alpha^e)_t + KT(\alpha^e)_t + K^2 Q(\alpha^e)_t$$

$$F_{t-k}^{(3)} = M(\alpha^*)_t + KT(\alpha^*)_t$$

ve son olarak :

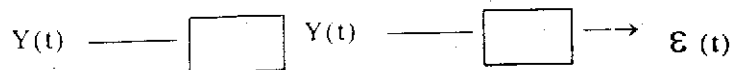
$$F_{t-k} = \{F_{t-k}^{(1)} \quad \varphi_{t-k}\} S_{t-k}$$

FORSYS sistemiyle serideki rassallık faktörünün düzeyi nisbetinde trend bileşeni bastırılır. Bir başka anlatımla incelenen seride ne kadar çok rassallık faktörü olursa trend ekstrapolasyonundaki risk bileşeni o nisbette büyük olur.²¹

3. 5. 7. Parzen'in Arama Metodu

Parzen tarafından geliştirilen bu yöntem zaman serisi hafızasını (memory) sınıflandırmak için bir girişim olarak düşünülebilir. Şöyleki, Parzen metodu zaman serisini iki kısma ayırıyor. Bunlardan ilki geleneksel ARMA tiplerleriyle modelleri oluşturulan **Kovaryans durağan** (Covariance - Stationary) kısa hafızalı seriler ikincisi ise durağan olmayan otoregrasyon ile modeli oluşturulan trend içeren uzun hafızalı serilerdir.

Bu yaklaşımda bir zaman serisi için oluşturulan model tekrarlanan bir modeldir :



²¹ E. S. Gardner, Ed. McKenzie. Forecasting Trends In Time Series. *Management Science*, vol. 31, s. 1237-1245

Şayet uzun hafıza serisini, $Y(t)$, kısa hafıza serisine dönüşümü gerekiyorsa aşağıdaki üç şekilden birini tahmin eden $Y(t)$ biçimi seçilmelidir :

$$Y(t) = Y(t) - \phi(\tau) Y(t - \tau)$$

$$Y(t) = Y(t) - \phi_1 Y(t - 1) - \phi_2 Y(t - 2)$$

$$Y(t) = Y(t) - \phi(T) Y(t - T)$$

$$Y(t) = Y(t) - \phi_1 Y(t - \tau - 1) - \phi_2 Y(t - 2)$$

Genellikle $Y(t)$ serinin kısa hafızalı kısmıdır ve otoregresif tiplerinin herhangi biriyle serinin rassallığa dönüşümü gerçekleşir.

En iyi gecikmeyi T tayin etmek için, ya maksimum bir gecikme M oluşturulur ve baştan başa T değerini minimum yapan gecikme T seçilmelidir.

$$\sum_{t=M+1}^T \{Y(t) - \phi(\tau) Y(t - \tau)\}^2$$

ya da baştan başa T değerini minimum yapan gecikme değeri seçilmelidir:

$$\sum_{t=\tau+1}^T \{Y(t) - \phi(\tau) Y(t - \tau)\}^2$$

Her bir T için $\phi(T)$ tayin edilir ve daha sonra hatayı minimum yapan T değeri aşağıdaki biçimde hesaplanır :

$$\text{Hata}(\tau) = \sum_{t=M+1}^T \{Y(t) - \phi(\tau) Y(t - \tau)\}^2$$

$$\text{Hata}(\tau) = \sum_{t=t+1}^T \{Y(t) - \phi(\tau) Y(t - \tau)\}^2$$

Zaman serisinin uzun hafızalı olup olmadığına ait karar $\text{Hata}(T)$ nin almış olduğu değere dayandırılır. Şayet $\text{Hata}(\tau) < 8 / T$ ise incelenen serinin uzun hafızalı olduğu düşünülür. Bütün tahmin tekniklerinin büyük bir kısmı etkileri bakımından tahmin döneminin bir kaç adımdan sonra büyük bir bozguna uğradığı gerçeği Makridakis ve diğerlerinin yapmış olduğu çalışmalarda ortaya çıkmıştır. Özellikle bu bozulma doğrusal trend modeline dayandırılmış metotlarda çok daha fazladır.

E. S. Gardner ve Ed. McKenzie,²² bir doğrusal trend üssel düzeltmesi için geniş çapta kullanılan Holt modelinin bir genellemesi olarak düşünülebilen bir model geliştirdiler. Bu genelleme ile serideki trend ekstraplasyonu üzerinde daha fazla kontrol sağlamak için modele bir parametrenin eklenmesi mümkün olmaktadır. Modele ilave edilen bu parametre otoregresif tiplerdeki ARIMA sürecine denk gelir. Bu nedenle geliştirilen bu parametre modelde **otoregresif bastırma parametresi** olarak adlandırılmıştır. (Autoregressive - Damping Parameters) geliştirilen bu modelde **bastırma** (damping) parametresinin Holt'un modeline eklenmesi aşağıdaki gibidir :

$$S_t = \alpha X_t + (1-\alpha)(S_{t-1} + \phi T_{t-1})$$

$$T_t = \gamma(S_t - S_{t-1}) + (1-\gamma)\phi T_{t-1}$$

$$F_{t+m} = S_t + \sum_{i=1}^m \phi^i T_t$$

Bu genelleme ϕ parametresine bağlı olarak trend için dört muhtemel durumu içerir. Şayet $0 < \phi$ ise tahminde trend faktörü yoktur. Model basit düzeltme metoduyla aynıdır. Şayet $0 < \phi < 1$ ise serideki trend bastırılmıştır. $\phi = 1$ ise model Holt'un Standart biçimiyle aynıdır ve trend doğrusaldır. Son olarak $\phi > 1$ ise serideki trend üseldir. Eğer genelleştirilmiş model parametrelerinin almış olduğu değerler 0 ile 1 arasındaysa ortalama olarak genelleştirilmiş bu model ile elde edilen etkinlik standart Holt modeline kıyasla fazladır. verilerde güçlü trendin olması durumunda ϕ parametresine bire yakın değer verilmelidir ve bu durumda elde edilen tahminler Holt'un modeliyle hemen hemen aynıdır. Eğer veri seti anormal bir şekilde rassallık faktörünü içeriyorsa ya da serideki trend düzensiz ise model ϕ için birden küçük değeri vererek trendi bastırmalıdır.

Yukarıda verilen özdeşlikleri aşağıdaki gibi bir ön dönem tahmin hatasını ikame ederek daha anlaşılır hale getirmek mümkündür :

²² E. S. Gardner, Ed. McKenzie, a.g.m., s. 1240

$$e_t = X_t - S_{t-1} - \emptyset T_{t-1}$$

$$S_t = F_{t-1}(1) + h_1 e_t$$

$$T_t = \emptyset T_{t-1} + h_2 e_t$$

Burada $h = \alpha$ $h = \alpha \gamma$

Modelin trend bileşeni ve düzeyini ayrıştırma ile ilave bir basitleştirme elde edilebilir. İlk $A_t = S_t + T_t \emptyset / 1 - \emptyset$ ve $B_t = -T_t \emptyset / (1 - \emptyset)$ terimlerini tanımlarsak A_t 'nin asimtot olduğu anlaşılabilir. Bu bileşenler aşağıdaki şekilde düzeltilebilir :

$$A_t = A_{t-1} + g_1 e_t$$

$$B_t = \emptyset B_{t-1} + g_2 e_t$$

$$F_t(m) = A_t + \emptyset^m B_t$$

Bu modelin istikrarı h_1 ve h_2 'nin almış olduğu değerlere bağlıdır.

Şayet h_1 ve h_2 aşağıdaki değer aralıklarında bir değer alıyorsa model istikrarlıdır.

$$(\emptyset - 1) / \emptyset < h_1 < (\emptyset + 1) / \emptyset$$

$$\emptyset h_2 + (1 - \emptyset) h_1 > 0, \emptyset h_2 + (1 + \emptyset) h_1 < 2(1 + \emptyset)$$

Doğrusal tahmin sistemleri genellikle otoregresif süreçlerle benzer olduğu bilinmektedir. Buradaki benzerlikten iki tahmin sistemiyle elde edilen hata kareler ortalaması benzeridir.

Şayet \emptyset parametresi 0 ile 1 arasında bir değer alıyorsa ($0 < \emptyset < 1$) bunun otoregresif süreçlerdeki karşılığı ARİMA (1, 1, 2) dir.

$$(1-B)(1-\emptyset B)X_t = [1-(1+\emptyset - h_1 - \emptyset h_2)B - \emptyset(h_1 - 1)B^2]e_t$$

ARİMA (1, 1, 1) benzeri $h_1 = 1$ ve $h_2 = 1$ olması durumunda söz konusudur.

$\emptyset = 1$ değerini aldığı zaman serideki trend doğrusaldır ve otoregresif süreci ARİMA (0, 2, 2) olmaktadır :

$$(1-B)^2 X_t = [1-(2-h_1-h_2)B-(h_1-1)B^2]e_t$$

3. 6. AYRIŞTIRMA METOTLARI (DECOMPOSITION METHODS)

3. 6. 1. Genel Tanımlar

Zaman serilerinde düzeltme yöntemi zaman serileri alanındaki en eski metotlardan biridir. Düzeltme metodunun kaynağı 19 y.y. başlarına dayanır. Bu metot gelişimini iki yönden sürdürmüştür. Bir yönden serideki değişkenlerin kendi içlerindeki ve değişkenleri arasındaki otokorelasyonun incelenmesi biçiminde gelişirken diğer yönden serideki mevcut kalıpları mevsimlik faktörlerden ayırdığı gibi trend kalıbını ayıklama girişiminde bulunulmuştur. R. H. Hooker (1901)²³ yılında Poynting'in çalışmasının ardından serideki trend bileşenini ayıklama yönünden daha kesin bir yol izlemiştir.²⁴ Spencer (1904) ve Anderson (1914) serideki trend bileşenini ayıklamak için yüksek dereceli polinomlar kullanmışlardır.²⁵

Zaman serisi analizlerinde kullanılan tekniklerden düzeltme (**smoothing**), serinin sistematik gidişatını yansıtan bileşenlerini elde etmek amacıyla seri içinde mevcut olan dalgalanmaların bastırılması için kullanılan bir metodu ihtiva ettiği kalıpların rassalıktan düzeltme yöntemi yardımıyla elimine edilmesi ihtimal dahilindedir. Çoğu zaman ayrıştırma yöntemiyle veri setinin içerdiği kalıpların her birinin ayrı olarak açığa çıkartılması mümkündür. Ayrıştırma yöntemlerini ekonomik ve işletme zaman serilerini karakterize eden bileşenleri açığa çıkartıp analiz etmek diye tanımlayabiliriz. Bunun anlamı, bu yöntemlerle seri içinde mevcut bileşenleri bir ayrıma tabi tutmak ve bileşenlerinin ölçümünü yapmaktır.

²³ R. H. Hooker, *The Suspension of The Berlin Produce Exchange and its Effects Upon Corn Prices* *Journal of Statistical Society*, vol. 64, s. 574-603

²⁴ J. H. Poynting, *A Comparison of The Fluctuations in The Price of Wheat and in The Cotton and Silk Imports Into Great Britain*, *Journal of The Statistical Society*, vol. 47, s. 345-360

²⁵ Spencer, *On The Graduation of The Rates of Sickness and Mortality*, *Journal of The Institute of Actuaries*, vol. 38, s. 334-368

Ekonomik ve işletme zaman serilerini karakterize eden ve oluşumunu sağlayan unsurlar dört tanedir :

- a- Mevsimlik unsur
- b- Devresellik unsur
- c- Trend unsur
- d- Rassal unsur

Sıralanan dört unsurun tanımları daha önce verildiği için tekrar etmiyoruz. Çevresel faktörlerin değişmemesi şartıyla seri içinde bulunan bu unsurlardan hareketle serinin gelecekte alacağı değerleri tahmin etmek mümkündür.

Dış faktörlerin ve seriyi oluşturma sürecinin değişmemesi durumunda incelenen seri için gelecek ön deneme tahmininin yapılmasında optimal metodun seçilmesi için zaman serisinin bütün özelliklerinin bilinmesi gerekmektedir.

Ayrıştırma yöntemine göre veri şu unsurlardan teşekkül eder :

$$\begin{aligned} \text{Veri} &= \text{kalıp} + \text{Hata} \\ &= f(\text{Trend, Mevsimlik, Devresellik}) + \text{Hata} \end{aligned}$$

Ayrıştırma yöntemlerinin temel gayesi veri içindeki unsurları serinin sistematik yapısını bozmadan ayıklamaktır. Ayıklama süresinde uygulamalar göstermiştir ki ilk aşamada Mevsimlik, sonra Trend ve en sonunda ise Devresellik faktörünün ayıklanması optimal sonuçlar vermektedir. Bu bileşenlerin dışında kalan hata unsuru ise hiçbir tahmin tekniği ile tanımlanamaz ve tahmin yapılamaz.

Genel olarak metodun matematiksel olarak aşağıdaki gibi yazılır :

$$X_t = f(I_t, T_t, C_t, E_t)$$

$$X_t = t \text{ dönemindeki gerçek zaman serisi değeri}$$

$$I_t = t \text{ dönemindeki mevsimlik bileşen}$$

$$T_t = t \text{ dönemindeki trend bileşeni}$$

$$C_t = t \text{ dönemindeki devresellik bileşeni}$$

$$E_t = t \text{ dönemindeki rastlansal bileşeni}$$

Hareketli ortalama ile serideki mevsimlik faktörler ayıklanmaktadır. Hareketli ortalamının derecesi, mevsimlik faktörünün uzunluğuna bağlı olmaktadır. Rassal hataların sistematik bir kalıbı olmadığı için bu hareketli ortalama ile ayıklanamamakta, fakat bu metot rassal hataların şiddetini azaltmaktadır. Zaman serisini mevsimlik faktörlerden ayıştırdıktan sonra trend için uygun bir formun tanımlanması gerekmektedir. Örneğin doğrusal üssel S eğrisi vb.

Yukarıda bahsedilen serideki bileşenler aşağıdaki biçimde ifade edildikleri takdirde iyi performans verecektir:

$$X_t = I_t + T_t + C_t + E_t$$

Yukarıdaki denklem ayrıştırma metodunun toplamsal formunu ifade etmektedir. Bunun dışında bir de çarpımsal form vardır :

$$X_t = (I_t \times T_t \times C_t) \times E_t$$

Çarpımsal formda hareketli ortalama metodu trend ve devresellik faktörlerini ayıklamaktadır :

$$M_t = T_t \times C_t$$

Özdeşliği yalnızca trend ve devresel faktörleri içermektedir. Bunun nedeni ise uygun hareketli bir ortalama yöntemiyle serideki mevsimlik ve rassal faktörler ayıklanmıştır. Eğer biz X_t 'yi, M_t 'ye bölersek aşağıdaki özdeşliği elde etmiş oluruz :

$$\frac{X_t}{M_t} = \frac{X_t}{I_t \times T_t \times C_t \times E_t} = T_t \times E_t$$

Ayrıştırma metodunda hareketli ortalama uzunluğunun tayini önemli bir meseledir. Çünkü, uygun bir hareketli ortalama metodunun tayini, seriyi düzelttiği gibi, seri içindeki rassal faktörleri de minimuma indirir. Yapılan çalışmalar göstermiştir ki, hareketli ortalama, uzunluğu arttıkça seri içindeki rassal faktörlerin ayıklanma olasılığı artmaktadır. Fakat bilinmektedir ki, hareketli ortalamının kapsadığı dönem arttıkça ortalama

sürecinde serideki bilgi kaybı oluşmaktadır. Bunların yarısı dönem başında, yarısı ise dönem sonunda oluşur. Şayet dönem sonunda $[(N - 1) / 2]$ adet datanın sağladığı bilgiyi kaybetmek istemiyorsak hareketli ortalamanın uzunluğunu küçük tutmamız gerekmektedir. Bundan dolayı ikisi arasında optimal bir ikame haddinin oluşumu sayesinde serideki bilgi kaybının yaratmış olduğu sakıncalarla serideki rassal faktörleri minimum bir düzeye indirmenin faydaları dengelenmiş olacaktır.

3. 6. 2. Trend Eğrisi Analizi

Bu bölümde zaman serilerinin bünyesinde olan üssel düzeltme ve ayrıştırma metotları çatısı altında farklı veri kalıpları değişik koşullarda uygun olan modeller incelendi. Yapılan çalışmalar göstermiştir ki, üssel düzeltme metodu bünyesinde yer alan modellerle yapılan tahminler daha kısa ve çok sayıda tahmine ihtiyaç olduğunda etkin olmaktadır. Ayrıştırma metodu bünyesinde yer alan modeller de ise geniş çapta hesaplama ve kullanıcı dikkatini gerekmektedir.

Bu bölümde ise, tahminci (forecaster) için mevcut olan açıklayıcı metotları olan regresyon yöntemini ele alacağız. Açıklayıcı metotlardan biri olan regresyon yöntemi tahmin edicinin bağımlı ve bağımsız değişken arasındaki fonksiyonel ilişkiden yararlanarak tahmin yapmak istediği zaman başvurduğu başka bir ifadeyle, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki doğru fonksiyonel kalıp belirlendikten sonra bağımlı değişkendeki değişmelerin yüzde kaçının bağımsız değişkenlerle açıklandığını bulma yöntemidir. Modelde bir bağımlı ve bir bağımsız değişken varsa bu basit regresyon yöntemi kapsamına girmektedir. Bazı durumlarda tahmin edici birden fazla bağımlı ve bağımsız değişkenleri eşanlı olarak tahmin yapmak isteyebilir. Birden fazla denklem takımıyla

eşanlı olarak göz önünde tutan metod ekonometrik modelleme olarak bilinir. Bu üç durumu aşağıdaki grafikte gösterebiliriz.²⁶

Y ₁	X ₁
Y ₂	X ₂
Y ₃	X ₃
.	.
Y _n	X _n

a) **Basit regrasyon**

- Bir bağımlı değişken
- Bir bağımsız değişken
- n veri

Y ₁	X ₁₁ X ₁₂ ... X _{1n}
Y ₂	X ₂₁ X ₂₂ ... X _{2n}
Y ₃	X ₃₁ X ₃₂ ... X _{3n}
.	.
Y _n	X _{m1} X _{mn}

b) **Çoklu regrasyon**

- Bir bağımlı değişken
- Çok sayıda bağımsız değişken
- n veri

Bilindiği gibi fizik ve doğa bilimlerinde değişkenler arasındaki ilişkiler kesindir ve bunlar doğa kanunları olarak bilinirler. Sosyal bilimlerde ise daima kesinliğin olduğunu söyleyemeyiz. Örneğin, ulusal gelir denklemi, hiçbir zaman kesin değildir. başka bir ifadeyle bağımlı değişkeni ifade eden ulusal gelir, tam olarak bağımsız değişkenler tarafından da açıklanmaz. Bağımsız değişkenlerde meydana gelen değişmeler, bağımlı değişkendeki değişmelerin ancak belirli bir yüzdesini açıklar. Ulusal gelir eşitliğini aşağıdaki denklem yardımıyla yazalım :

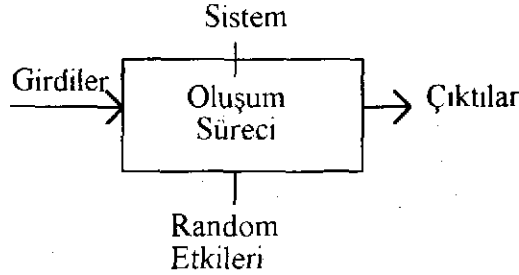
$$\text{GNP} = f(\text{Para ve maliye politikaları, enflasyon, sermaye harcamaları, ithalat, ihracat vs.})$$

Bağımsız değişkenlerle açıklanmayan kısmı ifade eden stokastik terimini de modele dahil etmemiz gerekmektedir:

²⁶ Makridakis, a.g.e., s. 188

$$\text{Data} = f(t) + \text{Hata terimi}$$

Yukarıdaki denklemdeki ifadeyi aşağıdaki grafik yardımıyla şöyle ifade edebiliriz :



İşte burada amaç yukarıdaki denklemde yer alan hata terimini en aza indirmektir. Böylece bağımsız değişkenin açıklanmayan kısmı minimum düzeye indirilmiş olur. Bildiğimiz gibi hata kareler toplamını en aza indiren yöntemlerden biri en küçük kareler yöntemidir. Trend analizi ile elde edilen tahmin değerleri için oluşturulan güven aralıkları tahminin yapıldığı zaman aralığı ile

Y_{11}	Y_{1m}
Y_{21}	Y_{2m}
.....
Y_{n1}	Y_{nm}

X_{11}	X_{1k}
X_{21}	X_{2k}
.....
X_{n1}	X_{nk}

c) Ekonometrik modeller

- Birden çok bağımlı değişken
- Birden çok bağımsız değişken
- n veri

Doğrusal ve doğrusal olmayan regresyon modellerinde önemli bir teknik ayırım yapmak gerekir. Bütün regresyon modelleri bağımlı ve bağımsız değişkenleri birbirleriyle ilişkilendiren bir denklem ile ifade etmek mümkündür. Doğrusal regresyon parametre katsayılarının elde edilmesi doğrusal olmayan regresyon denklem katsayılarının elde edilmesine oranla daha basittir. Burada, tahmin edici için önemli olan husus, regresyon denklemlerinin doğrusal olup olmadıklarından ziyade kaç tane ve hangi değişkenlerin modele girip girmeyeceğine ilaveten modele alınan değişkenler arasındaki fonksiyonel ilişkinin tespiti

meselesidir. Bu noktada bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki iki tür ilişkiyi ayırmamız gerekmektedir.

a- Deterministik İlişki

b- İstatistiksel İlişki

Regrasyon analizinde bizim değişkenler arasında gözönünde bulunduracağımız ilişki tipi istatistiksel olanıdır. Bilindiği gibi istatistiksel ilişkide verilmiş bir bağımsız değişken değeri için bağımlı değişkenin alacağı değer ancak olasılıkla verilebilmektedir. İstatistiksel ilişkinin iki bileşeni vardır. Bunlar;

a- Deterministik Bileşen,

b- Stokastik Bileşen.

Değişkenler arasındaki istatistiksel ilişki aşağıdaki denklem yardımıyla gösterilebilir :

$$y = \alpha + \beta X + U$$

↓ ↓

Deterministik	Stokastik
bileşen	bileşen

Regrasyon analizinde değişkenler stokastik bileşeni ilave etmemizin nedeni üç tanedir. Bunlar:²⁷

3- 6- 2- 1. İnsani Tepkilerdeki Ölçülemeyen Rassallık Faktörü:

Hane halkı tüketici geliri ile tüketim harcamaları arasında regrasyon denklemini elde etmeye çalışırsak her bir hane halkının harcamalarında tahmin edilemeyen rassallık bileşeninin olduğunu görürüz. Çünkü, hane halkı, bir makina gibi davranmayacaktır. Aydan aya farklı bir tüketim kalıbı sergileyecektir.

²⁷ G. S. Maddala, *Introduction to Econometrics*, Macmillian Press, New-York 1988, s. 32

3- 6- 2- 2. Model Tarafından Göz Önünde Tutulmayan Çok Sayıda Değişkenlerin Etkisi:

Yukarıdaki örneğimize dönersek hane halkı tüketim harcamaları yalnızca gelir tarafından belirlenmemektedir. Aynı şekilde tüketici tercihi, harcama alışkanlığı, aile hacmi v.b. gibi durumlar da tüketimi etkilemektedir. Hata terimi işte bu gözardı edilen değişkenleri içermektedir.

3- 6- 2- 3. Ölçüm Hatası

Bağımlı ve bağımsız değişkenleri nicel olarak ifade ederken hata yapmamız hemen hemen kesin gibidir. Hata terimi burada yapılan hatayı içerir. Bizim buradaki amacımız regresyon denklem parametre değerlerinin, sayısal değerlerini elde etmektir. Bu regresyon denkleminin ait parametre değerlerinin ele geçirilmesi için regresyon denkleminin stokastik bölümü olan hata terimi için varsayımlar yapmak zorundayız. Yapmış olduğumuz varsayımlar aşağıdadır :

- 1- Sıfır ortalama $E(U_i) = 0$
- 2- Birim varyans $(U_i) = \sigma^2$
- 3- Hata terimlerinin bağımsızlığı
- 4- Hata terimleriyle bağımsız değişkenlerin bağımsız olması
- 5- Hata teriminin normal dağılıma sahip olduğunun kabulü

Regrasyon denkleminin stokastik yanını içeren hata terimi için yukarıda yapılan varsayımların doğrultusunda regresyon parametre katsayıları aşağıdaki üç yöntem yardımıyla elde edilebilir :

- a- Momentler Yöntemi,
- b- En Küçük Kareler Yöntemi,
- c- Maximum Olabilirlik Yöntemi

a- Momentler Yöntemi

Momentler yönteminde daha önce hata terimi için yapmış olduğumuz varsayım (sıfır ortalama ve bağımsız değişken iki hata terimi arasında korelasyonun olmaması) $E(U)$ ve $Kov(Xu) = 0$ varsayımını örnekleme uygulama ve α ve β 'yi ve α ve β 'nin birer tahmincisi olarak düşünersek kalıntıları: $U_i = Y_i - \alpha - \beta X_i$ şeklinde yazabiliriz.

Ana kitle için yapılan varsayımları örneklem için yapılan varsayımlara ikame edersek iki bilinmeyenli denklem elde ederiz. İki bilinmeyenli denklemin çözümü ise bize regresyon denklemi katsayılarını verir :

Ana kitle için (Population)	Örneklem için
$E(\mu) = 0$	$\frac{1}{n} \sum \mu_i = \text{veya } \sum \mu_i = 0$
$U(X, \mu) = 0$	$\frac{1}{n} \sum X_i \mu_i \text{ veya } \sum X_i \mu_i = 0$
$\sum U_i = 0$ ya da $\sum (y_i - \alpha - \beta X_i) = 0$	
$\sum X_i U_i = 0$ ya da $\sum (y_i - \alpha - \beta X_i) X_i = 0$	
$\sum Y_i = n\alpha + \beta \sum X_i$	
$\sum X_i Y_i = \alpha \sum X_i + \beta \sum X_i^2$	

b- En Küçük Kareler Yöntemi

En küçük kareler yönteminin esası, hata karesini en küçük yapan regresyon katsayılarının bulunmasına dayanır. Öyleyse :

$$\text{Hata } Q = \sum_{i=1}^n (y_i - \alpha - \beta X_i)^2$$

şeklinde gösterilebilir.

Burada Q hata terimini minimum yapmak için regresyon denklem parametrelerine göre kısmi türevlerini alarak sıfıra eşitleyip gerekli olan

düzenlemeleri yaparsak regresyon denklem çözüm kümesini elde ederiz :

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha} = 0 \Rightarrow \sum 2(y_i - \alpha - \beta X_i) (-1) = 0$$

$$\boxed{\sum Y_i = n\alpha + \beta \sum X_i}$$

$$Y = \alpha + \beta X$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta} = 0 \Rightarrow \sum 2(Y_i - \alpha - \beta X_i) (-X_i) = 0$$

$$\boxed{\sum Y_i X_i = \alpha \sum X_i + \beta \sum X_i^2}$$

Bu iki denklem normal regresyon denklemleri olarak bilinir.

c) Maximum Olabilirlik Yöntemi

Bu yöntemde ana ilke anakütle ve anakütleden türetilen örneklem arasındaki benzerlik ilişkisini kullanarak örneklemin elde edilme ihtimalini en büyük yapan değerini elde edilmesidir. Bir başka anlatımla, regresyon denkleminde bu yöntemin kullanılması bilinmeyen β_i parametrelerinin verilen Y 'nin gözleme ihtimalinin en çok olacak tarzda tahmini esasına dayanır.²⁸

Maximum olabilirlik yönteminin çeşitli adımları şöyle özetlenebilir. Birincisi, gözlenen örnek değerini veren olabilirlik fonksiyonu belirtilir. İkincisi, tahmin etmek istenilen parametrelere göre olabilirlik fonksiyonunun kısmi türevleri alınıp sıfıra eşitlenir. Üçüncüsü, kısmi türev

²⁸ A. Koutsoyionis, *Ekonometri Kuramı* (Çeviren: Ümit Şenesen, Gülay Şenesen) Teori Yayınları, İstanbul, s. 442-444

denklemlerini bilinmeyen parametreler için çözümlenerek en yüksek tahminleri bulunur. Regrasyon denkleminde Y'nin olasılık fonksiyonu şöyledir :

$$L = f(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n, b_0, b_1, \sigma_u^2) = f(Y_1) \cdot f(Y_2) \cdot \dots \cdot f(Y_n)$$

Herhangi bir örnek için Y_1 örnek değeri için tekil olasılık.

$$f(Y_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_u^2}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_u^2} (Y_1 - (b_0 + b_1 X_1))^2 \right] \quad (3)$$

n tane gözlem değerinin hepsinin birleşik olasılığı tekil olasılıklarının çarpımıdır.

$$L = f(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \sum_{u=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_u^2}} \exp \left[-\frac{1}{2\pi\sigma_u^2} (Y_1 - \beta_0 + \beta_1 X_1)^2 \right] \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemde regrasyon denklem parametrelerine β_0 ve β_1 göre kısmi türev alıp sıfıra eşitleyip çözersek en küçük kareler yönteminden elde ettiğimiz normal denklemleri buluruz :

$$\begin{aligned} \sum Y_i &= n\beta_0 + \beta_1 \sum X_i \\ \sum X_i Y_i &= \beta_0 \sum X_i + \beta_1 \sum X_i^2 \end{aligned}$$

Maximum olasılık ilkesi muhtemel olarak anakütller arasında seçim yapmayı içerir ve gözlemlenen örneğin bu anakütllerden her birinden çıkmasının olasılığı nedir sorusuna cevap verir.

3. 6. 3. The Census II Ayrıştırma Metodu

Bu yöntemin Hulus Shiskin tarafından geliştirildiği bilinmektedir. Bu yöntem, 1955 yılındaki ilk versiyonundan beri bir çok değişikliklere uğramıştır ve dört aşamadan meydana gelmektedir.

İlk aşamada veriler işgünü değişmelerine göre ayarlanır. İkinci aşamada başlangıç mevsimlik faktörlerinin ön tahminleri ve serilerinin mevsimlik faktörleri için ön ayarlamalar yapılır. Son aşamada ise mevsimlik için yapılan düzenlemelerin ne kadar başarılı oldukları için

istatistikler hazırlanır. Bu istatistikler verilerdeki trendi tahmin etmeye yarayan bilgiyi sağlarlar.

Şimdi bu aşamaları ayrı ayrı inceleyelim :

3. 6. 3. 1. Çalışma İşgünü Ayarlamaları

İşgünü ayarlamaları verilen ayların değişik yıllarda değişik çalışma gününe sahip olmaktan ötürü gereklidir. Özellikle belirli sanayi kollarında işgünü ayarlamalarının etkisi çok önemli olmaktadır. Örneğin perakende satışları, bankacılık vb. çalışma işgünü ayarlamasında ilk adımda ilgili yılın aylarının her birinin sahip olduğu çalışma günü sayısı belirlenir. Verilerin ait olduğu yılların aylarının her birinin çalışma günü sayısının aritmetik ortalaması alınır. İlgili yılın aylarının çalışma günü sayısı bu ortalamaya bölünerek her bir ay için çalışma günü katsayısı elde edilir. Son olarak bu katsayılar ile veriler yeniden düzenlenir.

3. 6. 3. 2. Ön Mevsimlik Faktör Ayarlamaları

İkinci aşamadaki amaç, serideki mevsimlik dalgalanmaları trend ve devresellik faktörlerden ayıklamaktır. Serideki mevsimlik ve rassal faktörleri ayırtmak için uygun bir derecede hareketli ortalamayı bu seriye uyguluyoruz. Bunu matematiksel olarak aşağıdaki şekilde ifade etmek mümkündür :

$$X_t = I_t + T_t + C_t + E_t$$

$$M_t = T_t + C_t$$

$$\frac{X_t}{M_t} = R_t = \frac{I_t \times I_t \times C_t \times E_t}{T_t \times C_t} = I_t \cdot E_t$$

R_t burada yalnızca mevsimlik ve rassal faktörleri içermektedir. Serideki aşırı değerlerin yeniden tahmini yapılır, bu da uygun bir hareketli ortalamanın seçimi ile olur. Uygun bir hareketli ortalamadan sonra standart sapma hesaplanır. Farkları iki standart sapmadan büyük olan veriler, kendisinden bir önceki ve bir sonraki verinin ortalaması ile yeniden belirlenir. Serideki aşırı değerleri ayıkladıktan sonra ilk etapta kabul edilen merkezleştirilmiş hareketli ortalama ile oluşan data kaybını kendisinden önce ve sonra gelen verilerle ikame etmek suretiyle data kaybını önlemiş oluruz.

Mevsimlik olarak ayarlanmış son seriler son mevsimlik yönünden ayarlanmış faktörlerin orijinal değerlere bölünmesi suretiyle elde edilir. Şayet serideki ayarlamalar tamamlanmış ise orijinal veriler de mevsimlik dalgalanmalardan kaynaklanan bileşen tamamı ile ayıklanır. Geriye yalnızca trend, devresellik ve rassal bileşenler kalır. Matematiksel olarak aşağıdaki biçimde ifade edilir :

$$FA_t = \frac{X_t}{(I_t, E_t)} = \frac{I_t, C_t, T_t, E_t}{T_t} = T_t, C_t, E_t$$

Mevsimlik olarak ayarlanmış son serilerin hazırlanması Census II ayrıştırma metodunun temel aşamasını ifade eder. Bu aşamanın belirgin özelliği diğer ayrıştırma yöntemlerinin çoğunda olduğu gibi rassalık ve mevsimlik faktörlerinin yok edilme görevinin yerine getirilişi eşanlı olmamaktadır. Census II metodunun son aşamasına geçmeden önce ilave iki zaman serisi seti gerekmektedir. Bunlar son trend ve devresellik değer tahminleri ve son rassal bileşen tahminidir. Matematiksel olarak biz bunu aşağıdaki şekilde gösterebiliriz :

$$(FA_t) = \sum (T_t, C_t, E_t)$$

$$(FA_t) = T_t C_t$$

$$RC = \frac{FA_t}{FA_t} = \frac{T_t C_t E_t}{T_t C_t} = E_t$$

Bulmuş olduğumuz son denklem rassal bileşenin tahminini sağlar. Ayırıştırma metodunun bu bölümü tamamlandıktan sonra ne kadar başarılı olup olmadıklarını anlamak için teste tabi tutarız. Uygulamada bu testlerin dört tanesi genel kabul görmüştür. Bunlar;

- a- Komşu Ay Testi (Adjacent month test)
- b- Ocak Ayı Testi (January test)
- c- Eşitlik Testi (Equality test)
- d- Yüzde Değişim Testi (Percentage change test).

Her bir yıla ait ayların toplamını y sayısına bölmek suretiyle bulduğumuz katsayıyı her bir ay için ayrı ayrı bölmek suretiyle ön mevsimlik ayarlama faktörlerini elde ederiz. Orijinal verileri bu katsayı ile ayrı ayrı böldükten sonra ön mevsimlik olarak ayarlanmış ön serileri elde ederiz. Matematiksel olarak bunu;

$$PI_t = \frac{X_t}{I_t} = \frac{I_t T_t C_t E_t}{I_t} = C_t T_t E_t$$

biçiminde ifade edebiliriz. Seriyi bu şekilde mevsimlik faktörlerden arındırdıktan sonra Spancer'in 15 aylık ağırlıklı hareket ortalamasıyla seriyi rassal faktörlerden arındırmak mümkündür. Orijinal seri Spancer'in 15 aylık ağırlıklı hareketli ortalama katsayılarına bölünmek suretiyle seride yalnızca mevsimlik ve rassal faktörler kalır:

$$M_t^1 = T_t C_t$$

$$FE_t = \frac{X_t}{M_t^1} = \frac{T_t C_t E_t T_t}{T_t} = I_t E_t$$

Spencer'in 15 aylık ağırlıklı hareket ortalamasının uygulanması ile serinin başında 7 sonunda 7 tane data kaybı oluşur. Seri başında oluşan kayıp değerlere sonraki gelen 4 veri ortalaması serinin sonunda oluşan kayıp değerlere önceki 4 verinin ortalaması ikame edilmek suretiyle bilgi kaybı önlenmiş olur.

Düzenli olmayan son mevsimlik oranlar Spencer'in 15 aylık ağırlıklı hareketli ortalamasıyla elde edilen serinin başlangıç orijinal değerlere bölünmesi yöntemi ile elde edilir.

3. 6. 3. 3. Census II Ayrıştırma Metodundaki Temel Adımlar

Census II metodu değişik yönlerden saldırıya uğramıştır. başvurulmuş bir dizi deneysel kurallardan başka bir metod aşağıda verilen hususlar bakımından eleştirilmiştir.²⁹

a- Zaman serilerini aşırı bir şekilde düzeltir. (Örneğin serilerdeki rassal bileşeni serinin diğer bileşenlerine dönüştürür)³⁰

b- Kullanılan hareketli ortalamalar yoluyla zaman serilerinin farklı bileşenlerin yapılarını değiştirir.

c- Census II yalnızca temel mevsimsel tepe noktalarını bertaraf eder, geri kalanlar için bir şey yapmaz.

d- Mevsimlik olarak ayarlanmış seriler değişkenler arasındaki ilişkileri bozar.

e- Teknik yönden, Hennon (1963) ve Durbih (1957) serilerinde mevcut olan trendin yok edilmesi için hareketli ortalamanın tekrarı bir biçimde uygulanmasının gereksiz olduğunu ileri sürer.

Census II metodunun eksikliklerini gidermek için bir çok girişimler yapılmıştır. Buna rağmen şimdiye kadar bu metodun yerine ikame edilebilen ya da bu metodun düzenlenmiş bir biçimi pratikte

²⁹ S. Makridakis, A Survey of Time Series, *International Statistical Review*, vol. 44, s. 59-65

³⁰ M. Nerlove, S. Wage, On The Optimality of Adoptive Forecasting, *Journal of American Statistical Association*, vol. 55, s. 290-306

kullanılmamış veya geniş bir şekilde kabul gören herhangi bir metod olmamıştır. Tartışılmıştır ki verilerin süzgeçten geçirilmesi (filtering) herhangi bir arzulanmış düzeyde temel veri biçimini değiştirmeksizin sıklığın yok edilmesinde etkili olabilir. Bunun hareketli ortalama yöntemi ile yapılması mümkün olmamaktadır.

Census II Ayrıştırma metodundaki temel adımları aşağıdaki Şekil 12 yardımıyla gösterebiliriz.³¹

Aşağıdaki şekilde Census II yönteminin izlediği basamaklar ve her bir basamak için açıklamalar verilmiştir:

³¹ Makridakis, a.g.e., s. 166-67

Adımlar		AÇIKLAMALAR
(1)	<div style="text-align: center;"> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: fit-content; margin: 0 auto;">Veri Y_t</div> <div style="text-align: center;">↓</div> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: fit-content; margin: 0 auto;"> İş Günü Ayarlamaları $X_t = Y_t \cdot X_t = \frac{D_t}{D_j}$ </div> </div>	Her aya ait verileri işgünü ayarlama katsayıları ile çarpılır. D_t = Her bir ay için işgünü D_j = Bütün yıl ortalaması
(2)	<div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 40%;"> Orjinal Veri $X_t = I_t \times T_t \times C_t \times E_t$ </div> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 30%;"> $M_t = T_t \times C_t$ </div> </div>	Mevsimlik ve rassal bileşenin bir kısmını ayıklamak için 12 aylık MA'nın hesaplanması
(3)	<div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 60%; margin: 0 auto;"> $R_t = \frac{X_t}{M_t} = \frac{I_t \times T_t \times C_t \times E_t}{T_t \times C_t}$ </div>	Hesaplanan MA'nın orjinal verilere bölünmesi
(4a)	<div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 30%; margin: 0 auto;"> 3 x 3 MA $R_t = S_t$ </div>	3 x 3 MA'nın Hesaplanması bu adım rassal bileşeni yok eder
(4b)	<div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 40%; margin: 0 auto;"> $S_t = \sqrt{\frac{\sum(R - R_t)^2}{n/12}}$ </div>	Her ay için standart sapmanın hesaplanması
(5)	<div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 30%;"> $\hat{R}_t = I_t \times E_t$ </div> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 30%;"> $R_t \pm 2 SD$'nin R_t ile karşılaştırılması </div> </div>	Uyumsuz değerlerin ikame edilmesi
(6)	<div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 20%;"> 3x3 MA 5x5 MA $\hat{R}_t = I_t$ </div> <div style="width: 50%;"> Başlangıç mevsimlik faktörler. Her seri sonundaki yok olan verilerinin doldurulması </div> </div>	Rassallığı yok etmek için 5x5 MA'nın hesaplanması
(7)	<div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 40%;"> Başlangıç Mevsimlik Ayarlama </div> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; width: 40%;"> $PS = \frac{X}{I_t \times T_t \times C_t \times E_t} \cdot R_t$ </div> </div>	Orjinal verinin mevsimlik bileşene bölünmesi

(8)	Başlangıç Trend - Devresellik Bileşeni Seri sonlarındaki yok olan değerlerin doldurulması	$M_t' = T_t \times C_t$	7'ci adıma Spencer'in 15 aylık ağırlıklı MA'sın uygulanması
(9)		$FS_t = \frac{X_t}{M_t} = \frac{I_t \times T_t \times C_t \times E_t}{T_t \times C_t}$	8'ci adımdaki M_t' orijinal veriye bölünmesi
(10a)	Seri serilerindeki yitik değerlerin doldurulması	3x3 MA $FS_t = I_t$	Adım 4'a'nın aynı
(10b)		$SD = \frac{\sum (FS_t - FS_t)^2}{n / 12}$	Adım 4'b'nin aynı
(11)		$\hat{FS}_t = I_t \times E_t$ $FS_t \pm 2SD F_t$ ile karşılaştırılması	5'ci adımın aynı
(12)	Son Mevsimlik Faktörler Seri sonundaki yitik değerlerin doldurulması	3x3 (or 5x5) MA $\hat{FS}_t = I_t$	6'cı adımın aynı
(13)	Son Mevsimlik Ayarlanmış Seriler	$FA_t = \frac{X_t}{FS_t} = \frac{I_t \times T_t \times C_t \times E_t}{I_t}$	Serinin mevsimlik yönünden ayarlanması
(14)	Seri sonundaki yitik değerlerin doldurulması	$FA_t = T_t \times C_t$	13'üncü adıma Spencer'in 15'li MA uygulanması
(15)		$RC_t = \frac{FA_t}{FA_t} = \frac{T_t \times C_t \times E_t}{T_t \times C_t}$	Rc1 rassal bileşen tahmin olup 13'ün 14'e bölünmesiyle elde edilmiştir.
(16)	Serideki trend, devresellik, rassal ve mevsimlik bileşen tahmin değerlerinin saptanması için değişik testlerin uygulanması		13, 14, 15 adımlardaki orijinal veriler kullanılarak sonuçun elde edilmesi
(17)	Devresellik ağırlığının uzunluğuna eşit olan MA'nın hesaplanması. Bu ortalamanın trend-devresellik bileşenini elde etmek için uygulanması		13'üncü adımdaki mevsimlik olarak ayarlanmış verilerin kullanılması. Bu hareketli ortalamanın trend bileşenini tahmini elde etmek için ayarlanması

Şekil 12. Cansus II Metodundaki Adımlar

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

ARİMA MODELLERİ

4- 1. GİRİŞ

Bundan önceki bölümlerde bahsedildiği gibi zaman serisini oluşturmanın temel amaçlarından biri geleceği tahmin etmektir. Bunun içinde zaman serilerine ait verilerin şimdiki ve geçmişteki değerlerin toplanması gerekir. Rasyonel tahminin bu toplanan zaman serilerine dayandırılarak yapılması daha sağlıklı sonuçlar verir. Geleceği tahminde kullanılan zaman serilerindeki gelişmeler aşağıda sıralanan faktörlerden kaynaklanır:

- a-Pratik bir araç olarak kullanılan spektrum analizinin yetersizliği;
- b-Matematik, olasılık teorisi ve istatistiksel metodlardaki gelişmeler;
- c-Mühendislikte, ekonomide ve işletmelerde genel olarak farklı sistem tiplerinin kalıp ya da davranışlarının tahminini gerçekleştirilebilmek için güvenilir tekniklere duyulan ihtiyaçtır.³²

İşte bu faktörlerden dolayı zaman serilerinde çok kısa bir zaman dilimi içerisinde kayda değer ilerlemeler ve gelişmeler meydana gelmiştir.

Bu bölümde zaman serisi metodlarının en önemlilerinden biri olan **ARİMA** (Auto-regressive - integrated - moving - average) yöntemi incelenecektir. Bu model incelenirken zaman serilerine yönelik genel yaklaşım korunarak ARİMA modelinin dört temel amacı göz önünde bulundurulacaktır :

- a- Zaman serileri ve tahmininde kullanılan değişik türden faydalı kavramların açıklanması;
- b- Box - Jenkins tarafından önerilen zaman serileriyle ilgili genel notasyonların tanımlanması;

³² S. Makridakis, a.g.m., s. 30-35

c- Zaman serilerini analiz etme yönünden faydalı olduğu kanıtlanmış istatistiksel araçların açıklanması;

d- Uygulamada büyük değişiklikler sergileyen zaman serilerinin analiz edilmesinde yardımcı olan kavramlar, notasyonlar ve araçların optimal sonucun elde edilmesinde nasıl birleştirilmesi gerektiğinin gösterilmesidir. Bilindiği gibi zaman serileri analizinde tahmin ve denetim amacıyla kullanılan Box-Jenkins tahmin modelleri performans yönünden iyi bir durumda olmalarına karşılık çok karışık bir bünyeye sahiptir. Mevsimlik ve mevsimlik olmayan zaman serilerinin her ikisinin analizinde kullanılması mümkün olan Box-Jenkins modelleri kesikli zaman serileri ve dinamik sistemler için modeller oluşturulmasında büyük kolaylıklar sağlar. Daha önceki zaman serilerinin temel yapı taşlarından olan düzleştirme ve ayrıştırma metodları analiz edilmişti. Düzleştirme metodunun özü geçmiş hataların bir önceki hatalara belirli bir yüzdenin eklenmesi ilkesine dayanır. Bunun yanında ayrıştırma metodlarında ise ana ilke zaman serilerinin bileşenlerinden olan mevsimlik, trend, rassallık, devresellik gibi bölümlere ayırmasıdır. Daha sonra ayrıştırılmış her bileşenin ayrı ayrı tahmini ve bunların tekrar bütünleştirilerek kullanılmasıdır. Ayrıştırma ve düzleştirme metodlarının her ikisi birden tahminlerini yalnızca zamanın bir fonksiyonu olarak ifade ederler.

Üssel düzeltme yöntemi ile geçmiş veri değerleri parametrelerin kullanımı yoluyla ağırlıklandırılırlar.

Örneklem dışındaki gözlemlerin modellerin oluşturulmasında faydalı olmak için stokastik süreç kuramı zaman olarak ileriye ve geriye koyacak biçimde genişletilmelidir. Bunun bir sonucu olarak $\{Y_t\}$ şeklinde yazılabilen sürecin herhangi bir zaman diliminde n tane örneklem için birleşik bir fonksiyona sahip olduğunu tartışabiliriz. Buradaki mesele $Y_1 \dots Y_n$ dağılımı $Y_{1+s} \dots Y_{n+s}$ dönemindeki dağılımla benzer olup olmadığı meselesidir. Şayet zaman dilimleri benzer dağılım sergiliyorlarsa sürecin durağan olduğu söylenir.

Rasyonel bir zaman serisi modelinin oluşturulmasında iki aşama vardır. Birinci aşamada veriler dataların stokastik sürecin bir yansıması olarak düşünülebileceği varsayımını temsil etmesidir. İkinci aşama birinci aşamada var sayılmış sürecin temel karakterlerini içine alan görel olarak daha basit bir modelin bulunmasını gerektirir. Biz burada birleşik yoğunluk fonksiyonunun $P(Y_1, \dots, Y_n)$ tam olarak tayin edildiği varsayımını yapmıyoruz. Bunun yerine geniş anlamda örneklem verilerinde açığa çıkmış karakterleri içeren daha basit bir model bulmaya çalışıyoruz.³³

Şayet stokastik sürecin bütün elemanları bağımsız ise daha sonra geçmişle bağlantısı olan tarihi veri setinin içerdiği değer bilgisi geleceği tahmin etmek için faydalı olmayacaktır. Bu nedenle kovaryans, seri elemanları arasında doğrusal bağımlılığın karakterlerini açıklama bakımından önemli rol oynar.³⁴

Box ve Jenkins modelinde bir birimi tamamlayan aşamalar üç tanedir. Bunlar;

- a- Belirleme
- b- Parametre tahminleri
- c- Uygunluk testleri olarak sıralanmaktadır.

4- 1- 1. Durağan Stokastik Süreçler

Maalesef bütün stokastik süreçler iki değişken arasındaki kovaryans yalnızca zaman uzaklığına bağlılık özelliğini göstermezler. Biz böylesi bir özelliği taşıyan süreci stokastik süreç olarak adlandırabiliriz. Bir başka anlatımla şayet ortalamalar varyans ve kovaryans süreçleri zaman boyunca sabit ise stokastik süreç kovaryans durağandır denir. Serilerdeki durağanlık pratik bakımdan aşağıdaki biçimde tanımlanır :

³³ Jon Stewart, *Econometrics*, Philip Alan Press, London 1991, s. 209-215

³⁴ G. G. Judge, R. Carter vd., *Introduction to The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons Press, Kanada 1988, s. 675-680

1- Zaman serisi verileri grafiksel olarak gösterildiğinde zaman boyunca seri ortalamasında herhangi bir değişim gözlenmiyorsa seri, ortalama bakımından durağandır denir.

2- Zaman serileri grafiksel olarak gösterildiğinde zaman boyunca varyansla herhangi bir değişmeye ait bir kanıt yoksa seri varyans bakımından durağandır denir.

3- Zaman serisi ortalaması zaman boyunca büyük dalgalanma gösteriyorsa bu zaman serisi ortalama bakımından durağan olmayan seridir.

4- Şayet zaman serisi ortalaması zaman boyunca değişiklikler gösterdiği gibi aynı serinin varyansıda zaman boyunca dalgalanmalar gösteriyorsa bu zaman serisi hem ortalama hem de varyans bakımından durağan değildir.

Bundan önceki bölümde gösterildiği gibi, düzeltme metodunun rastgele kullanılması mümkün değildi fakat uygun bir düzeltme metodunun seçimini gerçekleştirmek için zaman serilerinin karakterlerinin tanımlanması gerekiyordu.

4- 2. ZAMAN SERİSİ İÇİN MODELLER

Zaman serisi yapılarındaki kalıplara göre durağan, durağan olmayan ve benzeri gibi yapılar sergilediği gibi ayrıca otoregresif ve hareketli ortalama süreçlerini de içerebilirler.

4- 2- 1. Bir Rassal Model ARİMA(0, 0, 0)

Aşağıdaki denklem örneklem Y_t değerinin ortalama ve rassal hata bileşeninden e_t , meydana gelen basit bir modeldir.

$$ARİMA(0\ 0\ 0)$$

$$Y_t = \mu + e_t$$

Yukarıdaki eşitlik ARİMA (0, 0, 0) olarak sınıflandırılmıştır. Çünkü bu eşitlik rassal modeli herhangi bir fark almayı otoregresif süreç ve hareketli ortalama sürecini içermemektedir. Yukarıdaki eşitliğin durağan olan seri için uygun olduğu anlaşılmaktadır. Zaman serisi karakterlerinden durağanlık, mevsimlik vb. gibi bileşenlerin tanımlanması sistematik bir yaklaşım gerektirir.

4- 2- 2. Durağan Olmayan Rassal Model

ARİMA (0, 1, 0) Zaman serisindeki durağanlık sayesinde ki tahmini zor ya da imkansız kılmayan yapısal süreçte temel olmayan değişimleri garanti etmesidir.

$$\text{ARİMA (0, 1, 0)} \quad Y_t = Y_{t-1} + e_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = e_t$$

Yukarıdaki eşitlik durağan olmayan zaman serileri için uygun olmaktadır. Biz burada $(Y_t - Y_{t-1})$ değerini birinci fark olarak düşünebiliriz.

4- 2- 3. Birinci Derecede Durağan Bir Otoregresif Model:

$$\text{ARİMA (1, 0, 0)}$$

$$\text{ARİMA (1, 0, 0)}$$

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \mu + e_t$$

Bildiğimiz gibi incelenen zaman serisinde istatistiksel bir denge varsa bu durağan bir seridir. Yukarıdaki özdeşlikte böyle bir denge vardır. Örnekle Y_t değeri bir önceki değerine bir parametre yardımıyla dayanmaktadır ki bu parametrenin alacağı değer -1 ile +1 arasında kısıtlanmıştır.

4- 2- 4. Birinci Derece Durağan Bir Hareketli Ortalama Modeli:

ARİMA (0, 0, 1)

ARİMA (0, 0, 1)

$$Y_t = \mu + e_t - \phi_1 e_{t-1}$$

Bu modelde seri durağandır ve örneklem değerleri hata terimini ifade eden e_t 'ye dayanmaktadır.

4- 2- 5. Karışık ARİMA (1, 0, 1) Modeli

Durağan olan bir zaman serisinde Y_t bir önceki Y_{t-1} değerine dayandığı gibi bir önceki hata terimine de dayanabilir. Böylesi bir seri ortalama ve varyans bakımından durağan bir seridir :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \mu + e_t - \theta_1 e_t$$

$$\text{AR (1)} \quad \text{M (1)}$$

4- 2- 6. Yüksek Dereceli Bileşimler ARİMA (p, d, q)

Açıkça görülebileceği gibi birleştirilmiş otoregresif hareketli ortalama (ARİMA) herhangi otoregresif hareketli ortalama (ARİMA) herhangi bir kısıtlama getirilmemiştir. Yüksek derecelerde de olabilirler.

AR : p = otoregresif süreç derecesi

I : d = kullanılan fark alma katsayısı

MA : q = Hareketli ortalama süreç derecesi.

4- 3. ZAMAN SERİLERİNİN ANALİZİ İÇİN METODOLOJİK ARAÇLAR

İsminden de anlaşıldığı gibi zaman serilerinin analizinde kullanılan araçları içerir. Buradaki amaç zaman serisi içerisindeki mevcut olan

durağanlık durumu, mevsimlik bileşenin uzunluğu, sıklık v.s. gibi karakterleri açığa çıkarmaktadır. Bir başka anlatımla zaman seri yaklaşımındaki amaç serideki rassallığı gerçek süreç kalıbından ayırmaktadır. Aşağıda zaman serilerini analiz etmek için geliştirilmiş araçlar kısaca incelenecektir.

4- 3- 1. Verilerin Grafikselsel Gösterimi

Seri analizine başlarken veri setinin grafikselsel olarak incelenmesi, seri içindeki rassallığı diğer bileşenlerden ayırt etmede yardımcı olacağı gibi serinin muhtemel ortalama ve varyans yönünden durağan olup olmadığını da belirler. Aynı şekilde serideki muhtemel mevsimlik faktörlerin yok edilmesi için değişik derecede hareketli ortalamaların kullanılmasında da yardımcı olur.

4- 3- 2. Otokorelasyon Katsayısı

Şayet seri durağan olmayan bir eğilim sergiliyorsa bu serinin ortalama ve varyansı çok faydalı olmayabilir. Korelasyon iki değişken arasındaki ilişkinin kuvvetini ve yönünü göstermesi bakımından önemlidir. Otokorelasyon da korelasyon gibi herhangi bir değişkenin ard arda gelen değerleri arasındaki ilişkiyi ölçer ve alacağı değer +1 arasındadır. Otokorelasyonun zaman serilerindeki kullanımı serinin gelişigüzel (random) olup olmadığını ortaya koyma bakımından önemlidir. Zaman serisi içerisinde çeşitli gelişmeler için hesaplanmış otokorelasyon değerleri istatistiksel olarak teste tabi tutulur ve bu otokorelasyon değerlerinin grafikselsel gösterimiyle de otokorelasyon değerlerinin izlemiş olduğu kalıpların gelişigüzel olup olmadığını anlamak bakımından bize yardımcı olur. Eldeki zaman serisine istinaden tahmin yapıldıktan sonra tahmin hatalarının rassal olarak dağılıp dağılmadıklarını anlamamıza

yardımcı olur. Şöyleki şayet hata otokorelasyon fonksiyonu herhangi bir kalıp gösteriyorsa bu hataların rassal olarak dağılmadığı anlamına gelir. Bundan dolayı bu otokorelasyon fonksiyonunu veren modelin zaman serisi için uygun olmadığı sonucuna varabiliriz.

Teorik olarak otokorelasyon katsayıları verilmiş bir rassal seri için sıfır olmak zorundadır. Bu durum sonsuz bir örneklem varsayımını gerektirmektedir. Rassal verinin otokorelasyon katsayısı sıfır ortalama ve $1 / \sqrt{n}$ standart sapmayla tahmin edilebilen bir örnekleme sahip olduğu Anderson³⁵ tarafından gösterilmiştir. Bertlett³⁶ ve Quenouille³⁷ otokorelasyon analizi yardımıyla serinin durağan olup olmadığının açığa çıkarılabileceğini söylemişlerdir. Şayet eldeki zaman serisi durağan bir yapıya sahipse bu seri için hesaplanan otokorelasyon değerleri bir kaç gecikmeden sonra sifira yaklaşır. Bir başka ifadeyle seri için hesaplanmış otokorelasyon değerleri birkaç gecikmeyle sifira yaklaşıyorsa seri durağandır denir. Buna karşın aynı seri için hesaplanan otokorelasyon değerleri bir kaç gecikmeden sonra sifira yaklaşmıyorsa otokorelasyon değerleri üssel olarak artıyor ya da azalıyorsa veya trend şeklinde bir eğri meydana geliyorsa durağan olmayan bir seri ile karşı karşıyayız demektir.

Eğer zaman serisi rastlansal dağılımlı ise ve sapmalar söz konusu değilse durağan olmayan serinin otokorelasyon fonksiyonu bir doğru çizgi görünümündedir. Durağan olmayan bir serinin durağan hale dönüştürülmesi gereklidir. Bu durağan olmayan serinin durağan hale dönüşmesi serinin çeşitli derecedeki farkları alınarak yapılır. Uygulamadaki araştırmalar ikinci derecedeki fark alımı herhangi bir seriyi durağan hale dönüştürdüğünü göstermiştir. Durağan olmayan seriyi durağan hale dönüştürmek için birinci dereceden farklar alınır ve farkı

³⁵ Anderson, Distribution of The Serial Correlation Coefficient, *Annual of Mathematical Statistics*, vol. 13, s. 1-15

³⁶ M. S. Borlett, On The Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series, *Journal of Statistical Society*, vol. 8, s. 25-27

³⁷ M. H. Quenouille, The Joint Distribution of Serial Correlation Coefficients, *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 20, s. 560-570

alınan seri için otokorelasyon değerleri incelenir. Şayet bir kaç gecikmeden sonra otokorelasyon için hesaplanmış değerler sıfıra yaklaşıyorsa seri durağan hale dönüşmüştür. Şayet birinci dereceden fark serisinin otokorelasyonları ikinci veya üçüncü gecikmeden sonra sıfıra düşmüyorsa bu durum seride durağanlığa ulaşılmadığını gösterir. Bunun için birinci dereceden fark serisinin tekrar farkı ya da orjinal serinin ikinci derecede farklarının alınması gerekir.

4- 3- 3. Periyodiyagram ve Spectral Analiz

Zaman serilerini analiz etmenin bir yolu da zaman serilerini farklı sıklıklarda bir sinüs dalgalar setine dönüştürmektir. Bu analiz günümüzde halen yararlar sağlıyor olmasına karşın bilgisayarlardan istifade etme olanağının mümkün olmadığı dönemlerde çok popülerdi. Bu analiz bilhassa herhangi bir zaman serisini mevsimlik ve rassal bileşenleri yönünden tanımlaması açısından çok faydalıdır. Bu analizde her sinüs dalgası üç öğeden meydana gelmektedir.

a- Dalga boyu (Bir tepeden diğerine olan uzaklık ki sıklıkla ters orantılıdır)

b- Dalga yüksekliği (Dalganın yüksekliği ve gücü)

c- Dalganın yatay konumunu gösteren aşamadır.

Bu analizde örneklem sayısı çift ise maksimum $(n-2) / 2$ tane sinüs dalga boyu örneklem sayısı tek ise $(n-1) / 2$ sinüs dalga boyu tahmin edilebilir. Değişik dalga boyu yüksekliklerinin gözden geçirilmesinin zaman serileri analizi bakımından üç faydası vardır :

a- Serilerdeki rassallığı tanımlamaya yardımcı olur.

b- Zaman serisindeki mevsimlik faktörleri tanımlamada yardımcı olur.

c- Pozitif ya da negatif otokorelasyon analiz üstünlüklerini tanımlamada yardımcı olur. Pozitif otokorelasyon için az sıklık dalga

yüksekliği baskındır ve negatif otokorelasyon için çok sıklık durumu dominanttır.³⁸

4- 3- 4. Kısmi Otokorelasyon Katsayısı

Verilmiş bir veri seti için gerekli derecede otoregresif süreci tanımlamanın bir yolu artan derecedeki süreçleri tahmin etmek ve bu tahminleri teste tabi tutmaktır. Bu katsayı kısmi korelasyon olarak bilinmektedir. Kısmi korelasyon fonksiyonu geçici olarak belirlenen olası uygun öngörü modellerinin p ve q gibi derecelerine olması gerektiğini açığa çıkarmada yardımcı olur. Kısmi otokorelasyon katsayısı Y_t ve Y_{t-1} arasında AR (k-1) tarafından hesaplanılmayan ilişkiyi ölçer. Ard arda gelen ϕ_{kk} , $k = 1, 2, \dots$ kısmi korelasyonlar kısmi otokorelasyon katsayısı olarak bilinir. Veri işleme süreci için bir model olarak biz AR (p)'yi aşağıdaki şekilde seçeriz.

$$\neq 0 \quad k = p \text{ için}$$

$$\phi_{kk}$$

$$= 0 \quad k > p \text{ için}$$

ϕ_{kk} kısmi otokorelasyon katsayılarını test etmek için tahmincinin dağılımı bilmesi gerekmektedir.

Burada örneklem ortalamasının sıfır olduğunu varsayıyoruz. Şayet otoregresif süreç derecesi gerçekten p ise tahmin edilmiş kısmi otokorelasyonlar ϕ_{kk} 0 ortalama ve $k > p$ için $1 / T$ varyansa sahip olan yaklaşık normal olarak dağıtılmıştır. M derecesindeki kısmi otokorelasyon katsayısı AR (m) modelinin son otoregresif katsayısı olarak tanımlanır. Örneğin AR (1) AR (2) AR (3) AR (m-1) ve AR (m) süreçleri ayrı ayrı aşağıdaki denklemler yardımıyla ifade edilebilirler:

$$Y_t = X_{t-1} + e_t,$$

³⁸ S. Makridakis, a.g.e., s. 370-375

$$Y_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-3} + e_t$$

$$Y_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} \dots \phi_m X_{t-m} + e_t$$

Yukarıdaki denklem setini $\phi_1 \phi_2 \dots \phi_{m-1} \phi_m$ parametrelerinin değerlerini bulmak için çözebiliriz. İlk denklemin her iki yanını Y_{t-1} ile çarpılıp denklem değerini alırsak.

$$Y_{t-1} Y_t = \phi_1 Y_{t-1} Y_{t-1} + e_t Y_{t-1}$$

$$E(Y_{t-1} Y_t) = E(\phi_1 Y_{t-1} Y_{t-1}) + E(e_t Y_{t-1})$$

$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0 \text{ eşitliğini elde ederiz.}$$

$$\text{Çünkü } E(Y_t Y_{t-1}) = \gamma_1 \quad E(Y_{t-1} Y_{t-1}) = \gamma_0 \quad E(X_t e_t) = 0$$

Her iki tarafı γ_0 katsayısına bölersek :

$$\phi_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0}$$

değeri birinci otokorelasyon tanımlama yoludur. Böylece $\phi = P_1$ birinci kısmı otokorelasyon birinci otokorelasyonla aynıdır. Kısmi otokorelasyon katsayısı AR (P) modelleri için Yule - Walker denklemi kullanılarak hesaplanır. Şöyleki :

$$P_1 = \phi_1 + \phi_2 P_1 + \dots \phi_p P_{p-1}$$

$$P_2 = \phi_1 P_1 + \phi_2 \dots \phi_p P_{p-2}$$

$$P_p = \phi_1 P_{p-1} + \phi_2 P_{p-2} \dots \phi_p$$

Şayet P ve $P_1 \dots P_p$ ler biliniyorsa denklem sistemi çözülebilir. Fakat uygulamada genellikle bunlar bilinmezler. Yığın otokorelasyon yerine örneklem otokorelasyonu ikame ederek tahmin edilebilir.

$r_1 = \phi_1$ burada ϕ_1 yığın kısmı otokorelasyonu ϕ_1 'in tahmini olmaktadır. P = 2 için Yule-Walker denklemi :

$$r_1 = \phi_1 + \phi_2 r_1$$

$$r_2 = \phi_1 r_1 + \phi_2$$

Bu iki denklem sisteminin çözümü aşağıdaki gibidir :

$$\phi_1 = \frac{r_1(1-r_2)}{1-r_1^2} \quad \phi_2 = \frac{(r_2-r_1^2)}{1-r_1^2}$$

Kısmi korelasyonun ne olduğu ve nasıl elde edildiğini kavradıktan sonra sıra uygun ARIMA modelinin tanımlanmasında nasıl kullanılacağına gelir. Örneğin eldeki seri için uygun derecedeki AR (1) şeklinde olsun. Bu modelden anlaşılır ki, yalnızca ϕ_1 katsayısı istatistiksel olarak anlamlıyken diğerleri $\phi_2, \phi_3, \dots, \phi_m$ parametreleri anlamsızdır. Şayet gerçek otoregresif derecesi 2 ise AR (2) bu durumda ϕ_1 ve ϕ_2 parametreleri anlamlıyken diğerleri istatistiksel bakımdan anlamsızdır. Yüksek derecedeki otoregresif süreçler için aynı şey söylenebilir. Eğer seri için uygun olan model otoregresif değil de hareketli ortalama olursa bu modelin derecesi nasıl belirlenir? Yığından tahmin edilmiş kısmi otokorelasyon fonksiyonunun ne çesit bir şekil göstermesi gerekir? Otoregresif modelleri için uygulanan işlemler hareketli ortalama için uygulanmaz. Zaman serisini tanımlama amacına uygun olarak şayet zaman serisinden hesaplanmış kısmi otokorelasyon değerleri P gecikmesinden sonra rassal bir değere düşmeyi sergilemiyor, bunun yerine sifıra doğru üssel olarak azalıyor bu seri için oluşum süreci MA (1) olduğu düşünülür. Otokorelasyon kuvvetli olarak sifırdan farklı olduğunda bu süreç AR (p) olarak kabul edilebilir. Kısmi otokorelasyonlar sifıra doğru üssel bir biçimde azalıyor bu zaman serisi için sürecin MA (1) olduğuna karar verilebilir.

4- 3- 5. Serilerdeki Mevsimlik Faktörünün Belirlenmesi

Zaman serilerindeki mevsimlik bileşen, sabit zaman aralığında seride kendiliğinden tekrar eden şekil biçiminde tanımlanabilir. Örneğin yakacak satışı kış aylarında yüksek yaz aylarında düşüktür. Durağan seriler için mevsimlik iki ya da üç dönemden fazla gecikmeler otokorelasyonlarını

tanımlanması ile açığa çıkartılabilir. Mevsimlik zaman serisinin tahmin fonksiyonları serideki mevsimlik etkileri yansıtmalıdır.

Mevsimlik zaman serilerinde yalnız tek değil iki çeşit zaman aralığı bulunmaktadır. Bu aralıklar yıllar ve aylar olabilir. Birbirini izleyen gözlem değerleri arasında ilişki olacağı gibi birbirlerini izleyen mevsimlerdeki gözlem değerleri arasında da bir ilişki bulunabilir. Örneğin bu yılın ilk mevsimi ile geçen yılın aynı mevsimi arasındaki ilişki bu türdendir. Anlamlı olarak sıfırdan farklı herhangi bir otokorelasyon katsayısı verilerde mevcut bir kalıbı ima eder. Zaman serilerinde mevsimlik otokorelasyonların araştırılması gerekir. Zaman serilerinin mevsimlik olup olmadığını anlamak için otokorelasyon grafiği yardımıyla ya da yalnızca bir kalıbın olması durumunda farklı derecelerdeki otokorelasyon değerlerinin incelenmesiyle mevsimlik faktör bulunabilir. Buna rağmen zaman serilerindeki mevsimlik unsuru örneğin aynı serideki trend unsuru ile iç içe geçmişse bu durumda mevsimlik faktörünün belirlenmesi kolay olmayabilir. Serideki trend ne kadar güçlü ise bu serideki mevsimlik faktörü az belirgindir. Çünkü nisbi olarak büyük pozitif otokorelasyon katsayıları veri setindeki durağan olmayan bir yapının sonucu olabilir. Buradaki kural şudur: Serideki mevsimlik unsurunun olup olmadığını araştırmadan önce serinin durağan olmayan yapısının durağan bir yapıya dönüştürülmesi gerekmektedir. Burada bir noktayı açıklamakta fayda olduğu görüşümdedir. Şöyleki, otokorelasyon grafiği ile veri grafiği tamamen birbirlerinden farklı şeylerdir. Çünkü veri grafiği veri setindeki kalıp davranışlarını tanımlamada görsel bir araçtır. Otokorelasyon ve çizgi spektrumları ise mevcut kalıpların bir özetidir. Bunların ikisinin ortak yönü veri seti hareketleri hakkında bilgi ortaya sunmasıdır.

BESİNCİ BÖLÜM

BOX - JENKİNS MODELLERİ

5- 1. GİRİŞ

Bu bölümde temel amaç zaman serilerinin analizi için kullanılan mevcut araçlarından otokorelasyon kısmi otokorelasyon katsayıları ve çizgi spektrumlarının zaman seri bileşenlerini tanımlamada nasıl kullanılacağını göstermektedir.

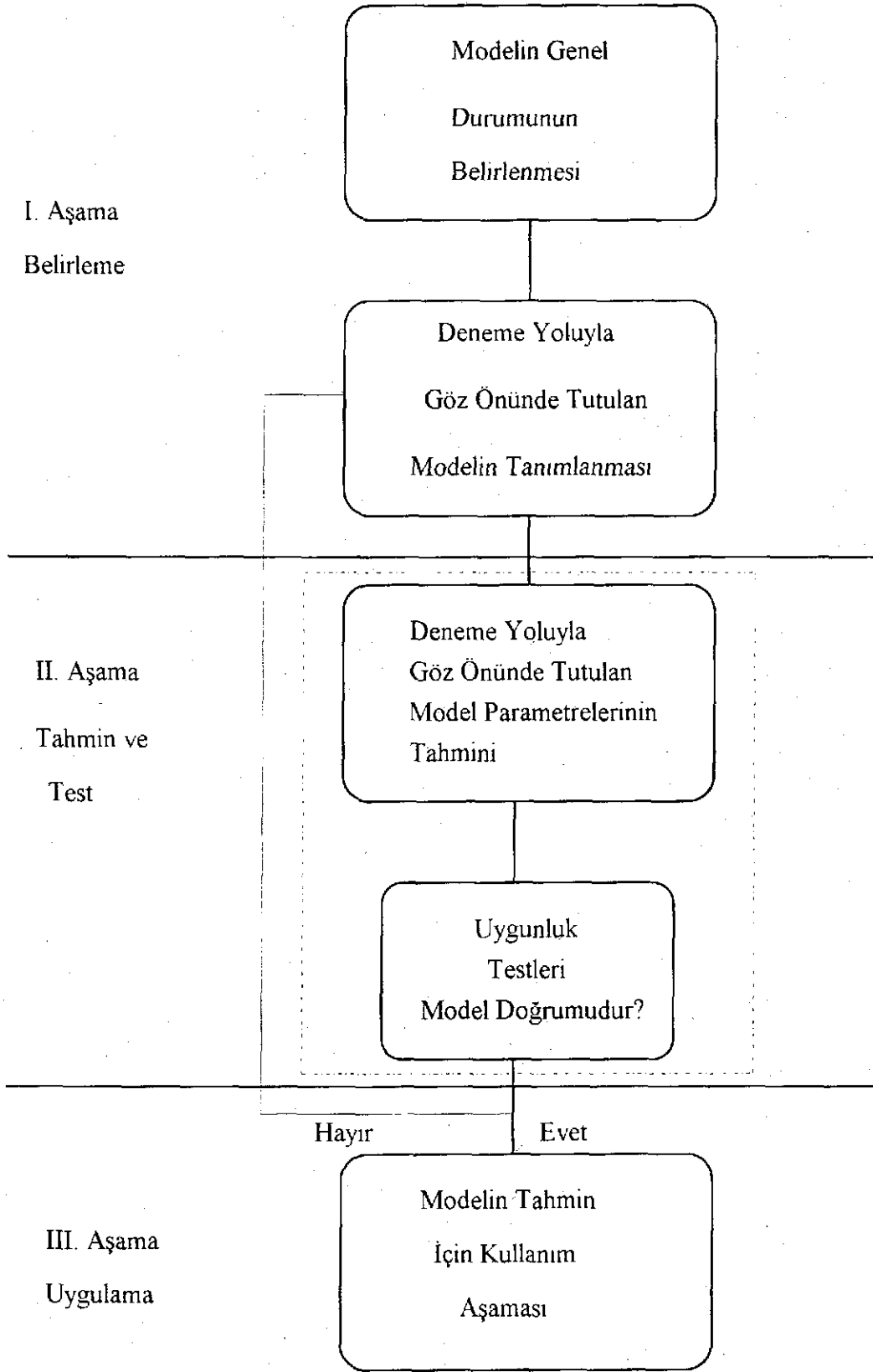
Box-Jenkins (1976) daha önceki bölümde açıklanan ARİMA (Autoregressiv Integrating Moving Average) modellerini kullanmak ve anlamak için talep edilen gerekli bilgiyi geniş bir tarzda etkin bir şekilde bir araya getirir. Bu yaklaşımın temeli aşağıdaki Şekil 13. yardımıyla özetlenebilir. Box-Jenkins modelinin zaman serilerine temel yaklaşımı üç aşamadan meydana gelmektedir. Bunlar;

- a- Belirleme,
- b- Tahmin,
- c- Uygunluk testleridir.³⁹

5- 2. BELİRLEME

Zaman serisi uygulayıcılarının karşılaştıkları en büyük problemlerden biri zaman serilerinin durağan olmayan bir yapı sergilemesidir. ARİMA modelinin otoregresif ve hareketli ortalama bileşenleri yalnızca durağan serilere aittir. Bahsedilen otoregresif ve hareketli ortalama modellerinin durağan olmayan seriye uygulanması ancak ve ancak serinin durağan yapıya dönüştürülmesi ile mümkün olabilmektedir. Bundan dolayı durağan olmayan seri ile aynı serinin durağan izdüşümü arasındaki simgesel ifadeye sahip olması gerekmektedir.

³⁹ S. Makridakis, a.g.e., s. 414-465



Şekil 13. Box-Jenkins Modellerindeki Aşamalar.

5- 2- 1. Durağanlık ve Durağan Olmayan Durum

Geriye atma işleticisi (Backward shift operator), zaman serilerinde durağan olmayan yapıyı durağan yapı durumuna dönüştürmesinde faydalı simgesel bir araçtır. Geriye atma işleticisinin kullanımı aşağıdaki gibidir:

$$BX_t = X_{t-1}$$

Bir başka deyişle geriye atma işleticisinin X_t üzerindeki etkisi, veriyi bir dönem geriye kaydırmasıdır. Örneğin veri setini iki dönem geriye kaydırmak istersek;

$$B(BX_t) = B^2 X_t = X_{t-2}$$

aynı şekilde aylık veriler de dikkati bir önceki yılın aynı ayına kaydırırsak simgemiz;

$$B^{12} X_t = X_{t-12} \text{ olacaktır.}$$

Geriye kaydırma süreci fark alma prosesini açıklama bakımından güvenlidir. Örneğin üzerinde çalıştığımız seri durağan değilse birinci farkını bu simgesel araçların yardımıyla kolayca alabiliriz:

Birinci fark;

$$X'_t = X_t - X_{t-1}$$

bunun yerine;

$$X'_t = X_t - BX'_t = (1-B) X'_t \text{ 'yi yazabiliriz.}$$

Aynı şekilde ikinci derece fark aşağıdaki şekilde hesaplanır. (Birinci farkın farkı):

$$\begin{aligned} X''_t &= X'_t - X'_{t-1} \\ &= (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2}) \\ &= (1-2B+B^2)X_t = (1-B)^2 X_t \end{aligned}$$

$(1-B)^2 X_t$ şeklinde gösterilen ikinci mertebe, ikinci dereceli farktan $(1-B^2)X_t$ ayırt edilmelidir. Daha önce de açıklandığı gibi zaman serilerinde farkı almadaki amaç, serideki durağanlığı elde etmektir.

ARİMA (0 d 0)

$$(1-B)^d X_t = e_t$$

Daha önce belirtildiği gibi birinci derecede farkın alınması büyük olasılıkla seriyi durağan yapıya dönüştürüyordu. Eldeki farkı alınarak durağan yapıya dönüştürülmüş seride karşılaşılan problem hesaplanan otokorelasyon, kısmi otokorelasyon fonksiyonu ve çizgi spektrum bilgisini model seçiminde nasıl kullanılacağı problemidir. Şayet üzerinde çalışılan zaman serisi birinci derece farkı alınmış seri analizi için:

- Otokorelasyonları sıfırdan anlamlı olarak farklı değilse.
- Kısmi otokorelasyon değerleri anlamlı olarak sıfırdan farklı değilse.
- Çizgi spektrumu kabaca Uniform ise, bu zaman serisine ARİMA (0,0,0) modelinin uygun olacağından emin olabiliriz.

5- 2- 2. Otoregresif Süreç

Bundan önceki bölümde basit ARİMA (1,0,0) ya da AR(1) sürecini açıklamıştık. P dereceli otoregresif süreci aşağıdaki gibi tanımlarız.

ARİMA (P,0,0)

$$X_t = \mu' + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + e_t$$

Burada;

μ' = Sabit terim.

$\phi_1 = J$ dereceli otoregresif parametresi.

$e_t = t$ zamanındaki hata

Örneğin ikinci derecede otoregresif süreci AR(2) aşağıdaki biçimde yazabiliriz:

$$X_t = \mu' + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + e_t$$

$$X_t = \mu' + \phi_1 B X_t + \phi_2 B^2 X_t + e_t$$

$$X_t = \phi_1 B X_t + \phi_2 B^2 X_t = \mu' + e_t$$

$$X_t (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) = \mu' + e_t$$

Uygulamada ikinci derece otoregresif sürecinin belirlenmesi kolay olmamaktadır. Eşit bir şekilde farklı ARIMA modellerinin aynı zaman serisine farklı uygulanması durumunda bu farklı modelden elde edilen tahmin değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması yönünden şanslıyız.

5- 2- 3. Hareketli Ortalama Süreci

Daha önceki bölümde birinci derecede hareketli ortalama bahsetmiştik. q derecesindeki hareketli ortalama modeli aşağıdaki biçimde oluşturulabilmekteydi:

ARIMA (0,0,q) veya MA(q)

$$X_t = \mu + e_t - \theta_1 B e_{t-1} - \theta_2 B^2 e_{t-2} \dots \dots \dots \theta_q B^q e_{t-q}$$

$q=1$ ve $q=2$ olduğu durumlar birinci ve ikinci dereceden hareketli ortalama anlamına gelmektedir:

$$X_t = \mu + (1 - \theta_1 B) e_t \quad \text{MA(1)}$$

$$X_t = \mu + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) e_t \quad \text{MA(2)}$$

Birinci derece otoregresif ve hareketli ortalama model parametreleri θ_1 ve θ_2 değerleri -1 ile $+1$ arasında değer alması zorunludur:

$$-1 < \theta_1 < +1 \quad \text{AR(1)}$$

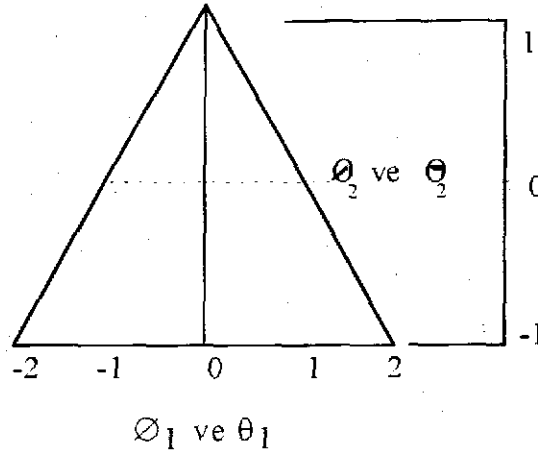
$$\text{ve } -1 < \theta_1 < +1 \quad \text{MA(1)}$$

İkinci derece otoregresif (AR) ve hareketli Ortalama model parametreleri için aşağıdaki koşulları sağlamak zorundadır:

AR(2) için $-2 < \phi_1 < +2$ ve $-1 < \phi_2 < +1$

MA(2) için $-2 < \theta_1 < +2$ ve $-1 < \theta_2 < +1$

fakat bu değerlerin aşağıdaki Şekil 14.'deki üçgenin içine düşmesi zorunludur.



Şekil 14. Çeşitli Derecelerdeki $\phi_1, \theta_1, \phi_2, \theta_2$ Değerleri.

5- 2- 4. Karışık ARİMA (p, d, q) Süreçleri

Şu ana kadar ki model tiplerini göstermiştir ki ARİMA (p, d, q) yapısı çok geniş bir çapta model çeşitlerini içerir. Şayet bir zaman serisi hem otoregresif hem de hareketli ortalamayı içeriyorsa karışık bir ARİMA süreçleri ile karşı karşıyayız demektir. Örneğin;

ARİMA (101) aşağıdaki biçimde yazılır:

$$X_t = \mu' + \phi_1 X_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1}$$

ya da;

$$(1 - \phi_1 B) X_t = \mu' + (1 - \theta_1 B) e_t$$

↓
ARİMA

↓
MA(1)

Şayet incelenen zaman serisi durağan olmayan bir yapı sergiliyorsa o zaman seri için uygun olan model ARİMA (1,1,1) olacaktır:

$$ARİMA (1,1,1) = (1-B) (1 - \phi_1 B) X_t = \mu' + (1 - \theta_1 B) e_t$$

↓
Birinci fark

↓
AR(1)

↓
MA(1)

5- 3. TAHMİN VE TEST

Tecrübi olarak model belirlenmesi yapıldıktan sonra otoregresif ve hareketli ortalama parametreleri mevsimlik ve mevsimlik olmayan seriler için en iyi bir tarzda belirlenmelidir.

Veri seti bir otoregresif süreç parametreleri regresyon metodunun kullanımı ile tahmin edilebilir. Şayet hareketli ortalama süreci de model tarafından içerilirse o zaman hata kareler toplamını en aza indirmek ya da maksimum olabilirlik fonksiyonunu doğrusal olmayan metotları tatbik etmek gerekir.

Bu şekilde parametrelerin tahminin yapılması için temel olarak iki yol vardır. Bunlar;

a) Deneme-yanılma (çeşitli değerlerin denenmesi ve hata kareler ortalamasını en küçük yapan değer seçilmesi).

b) Adım adım ilerleme (Başlangıç olarak bir tahminin seçilmesi ve bunun adım adım iyileştirilmesini ima eder).

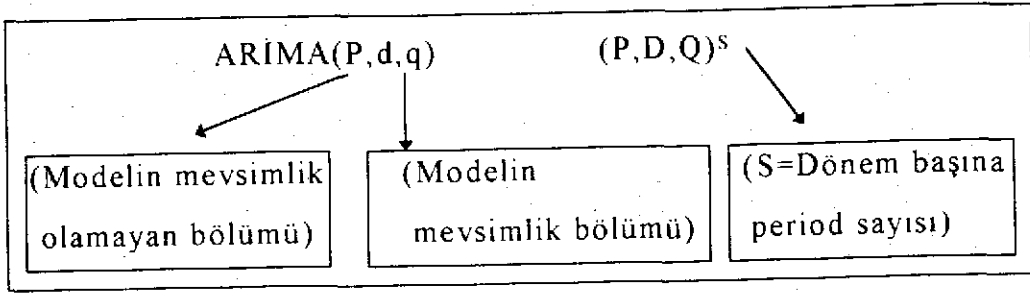
5- 3- 1. Mevsimlik ARİMA Modelleri

Şu ana kadar ki ARİMA (p d q) model tiplerini mevsimlik olmayan modeller için gözden geçirdik. Biz ARİMA (p d q) model tiplerine mevsimlik faktörlerini de ekleyebiliriz. Örneğin veri serisi dört ayda bir toplanırsa mevsimlik fark aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$X'_t = X_t - X_{t-4} = (1-B^4)X_t$$

Burada X_t ile temsil edilen veri seti şu andaki dört dönemlik veri seti ile dört dönem önceki veri seti arasındaki farkı belirler.

ARİMA simgesel olarak mevsimlik bileşenlerini göz önünde tutacak bir şekilde aşağıdaki gibi genişletilebilir:



ARİMA model tiplerinin mevsimlik zaman serilerine nasıl uygulandığını göstermek bakımından bir örnek verelim.

ARİMA (1,1,1) (1,1,1)⁴ mevsimlik zaman serisi aşağıdaki biçimde yazılabilir:

$$\begin{array}{ccccccc}
 (1-\theta_1 B) & (1-\theta_1 B^4) & (1-B) & (1-B^4) X_t & = & (1-\theta_1 B) & (1-\theta_1 B^4) e_t \\
 \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow & & \downarrow & \downarrow \\
 \text{Mevsimlik} & \text{Mevsimlik} & \text{Mevsimlik} & \text{Mevsimlik} & & \text{Mevsimlik} & \text{Mevsimlik} \\
 \text{olmayan} & \text{AR}(1) & \text{olmayan} & \text{fark} & & \text{olmayan} & \text{MA}(1) \\
 \text{otoregresif} & & \text{fark} & & & \text{MA}(1) & \\
 \text{süreç AR}(1) & & & & & &
 \end{array}$$

Gerekli matematiksel kısaltmalar yapılırsa yukarıdaki denklem aşağıdaki şekli alır:

$$\begin{aligned}
 X_t = & (1+\theta_1) X_{t-1} + (1+\theta_1) X_{t-4} - (1 + \theta_1 + \theta_1 + \theta_1 \theta_1) X_{t-5} \\
 & + (\theta_1 + \theta_1 \theta_1) X_{t-6} - \theta_1 X_{t-8} + (\theta_1 + \theta_1 \theta_1) X_{t-9} \\
 & - \theta_1 \theta_1 X_{t-10} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_1 e_{t-4} + \theta_1 \theta_1 e_{t-5}
 \end{aligned}$$

Yukarıdaki denklemde θ_1 , θ_1 , θ_1 , θ_1 , katsayıları veri setinden hesaplanabilir. Mevsimlik zaman serileri için belirleme süreci otokorelasyon, kısmi otokorelasyon ve çizgi spektrum olarak adlandırılan istatistiksel araçlara ve çalışma yapılan konu hakkındaki sistem bilgisine bağlıdır.

ARİMA (p,d,q) (P,D,Q)^S model tiplerinin tanımlanma aşamasında tahmin edilmiş otokorelasyon, kısmi otokorelasyon ve çizgi spektrumuna dayalı olan veri oluşum süreci için tecrübi bir ARİMA modeli belirlenir.

ARİMA modeli için derlenmiş bilgiyi tanımlama aşamasını aşağıda maddeler halinde özetleyebiliriz:

a) Şayet otokorelasyon yavaş bir biçimde azalıyorsa veya sıfırdan farklılığı yok olmuyorsa bu serinin durağan olmadığını ve çeşitli derecelerdeki farkını alarak seri durağan hale çevirdikten sonra uygun ARİMA modelini tanımlıyoruz.

b) Hareketli ortalama MA(q) için otokorelasyon $K > q$ için $P_k = 0$ ve kısmi otokorelasyon fonksiyonunun kesim noktasının tayini için örneklem otokorelasyonları kullanılmaktadır.

c) Otoregrasif model AR(P) için $K > P$ için $Q_{kk} = 0$ ve otokorelasyon tedrici olarak azalıyor ve kısmi otokorelasyonun bir kesim noktası ($K > P$) için Q_{kk} parametre tahmininin yaklaşık olarak standart hatası $\frac{1}{\sqrt{N}}$ olduğundan bu tahminin $\neq \frac{2}{\sqrt{T}}$ tahmin değeri ile karşılaştırılması suretiyle yapılabilir.

d) Şayet ne otokorelasyon ne de kısmi otokorelasyonun kesim noktası yoksa bir ARİMA modeli yeterli olabilir. Otoregrasif ve hareketli ortalama dereceleri belirli otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon kalıplarından elde edilmelidir.

e) Otoregresif AR(2) modeli için bastırılmış sinüs dalgaları azalan otokorelasyon ve iki adet anlamlı kısmi otokorelasyonun varlığı.⁴⁰

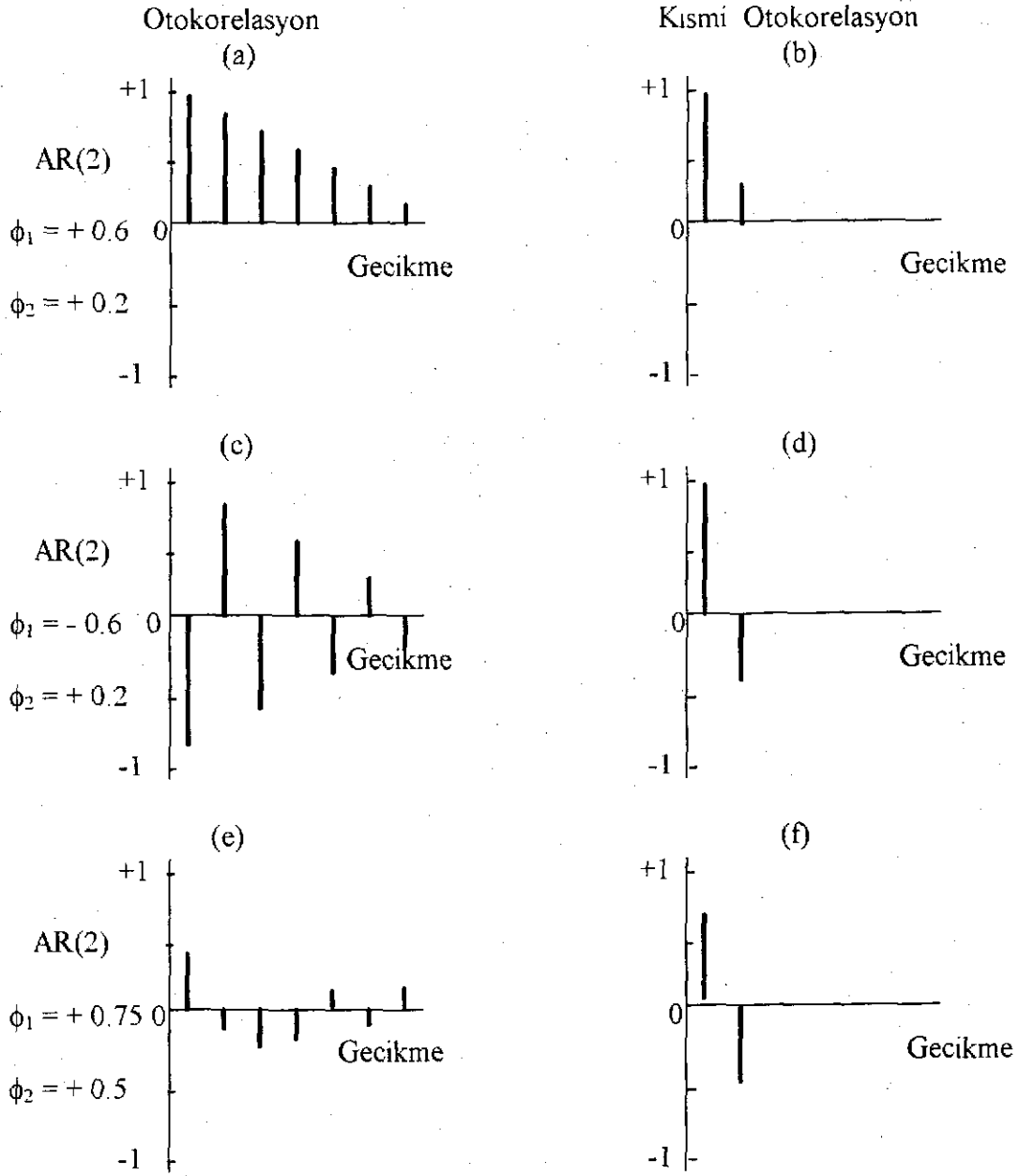
5- 3- 2. Mevsimlik Olmayan Çeşitli Dereceli

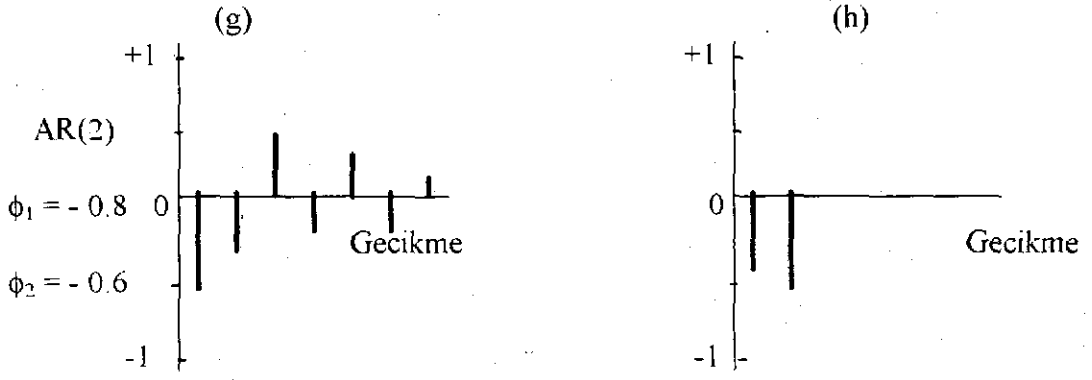
Otoregresif Modeller AR(p)

Box-Jenkins ARİMA model tiplemesinin ilk aşaması olan belirleme (Identification) aşamasında mevsimlik olmayan zaman serilerine ait çeşitli derecedeki otoregresif süreçlere ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon

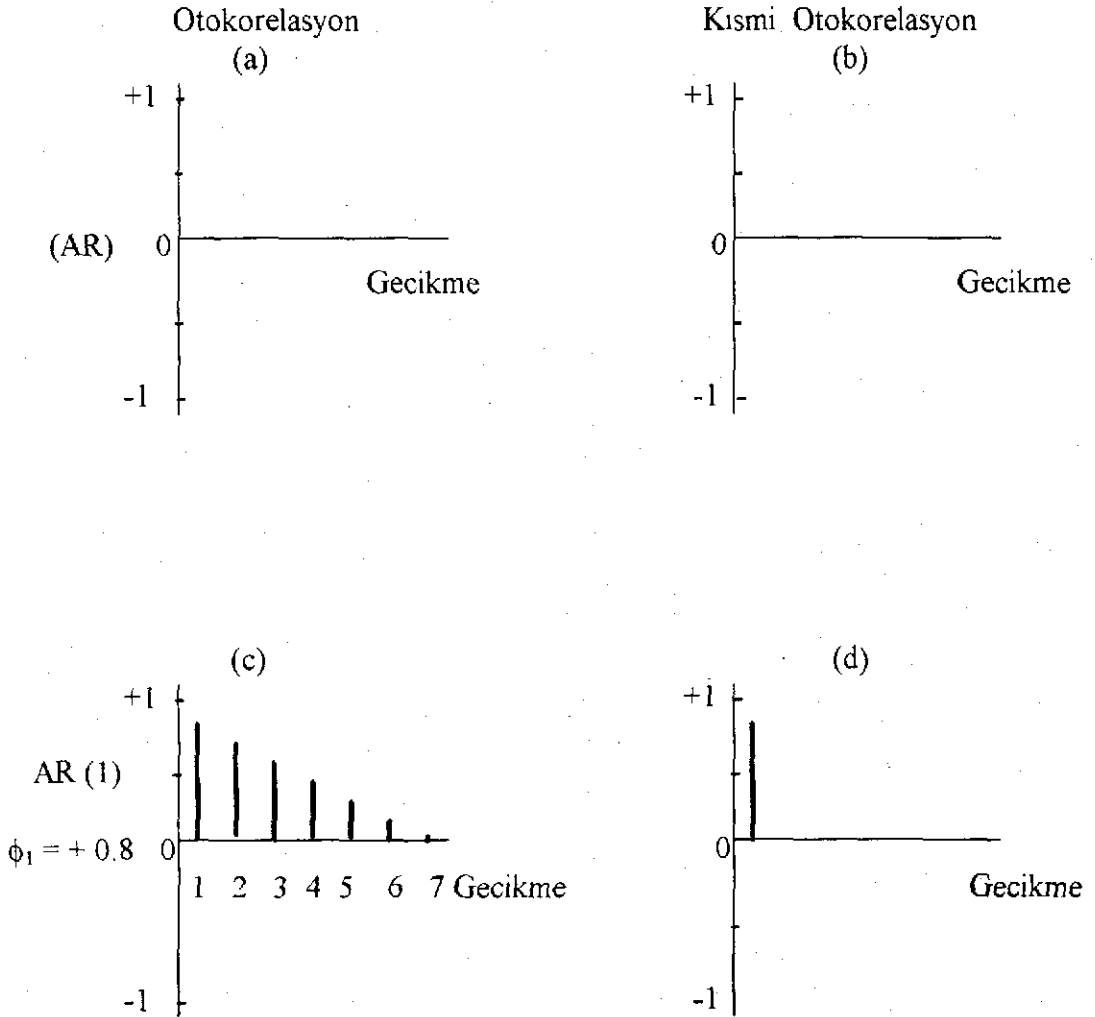
⁴⁰ G. G. Judge, R. Carter Hill, a.g.e., s. 702-705

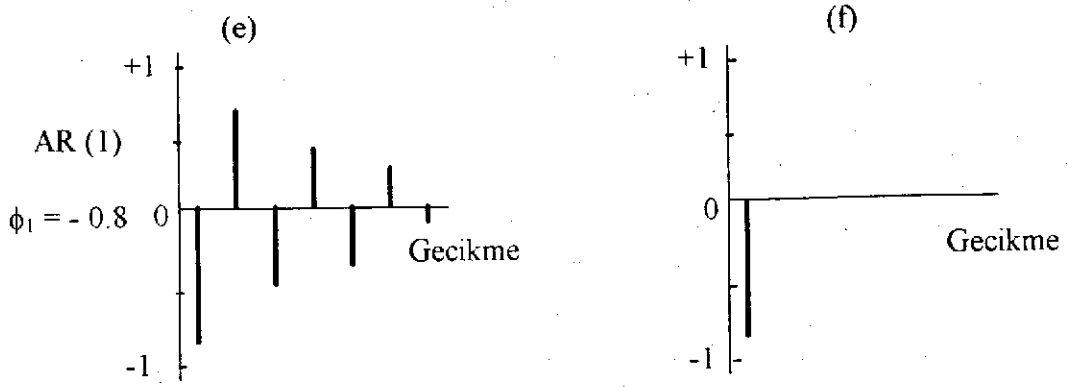
grafikleri verilmiştir. Şekil 15. ve Şekil 16.'da otoregresif model tiplerine ait çeşitli otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları gösterilmiştir.





Şekil 15. Mevsimlik Olmayan AR(2) Modelinin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Grafiği





Şekil 16- Mevsimlik Olmayan AR(1) Modelinin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Grafikleri

5- 3- 3. Mevsimlik Olmayan Otoresif Zaman Seri Modellerinin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonları

Tahmin tekniklerinden biri olan değişik ARİMA modellerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları aşağıda sıralanan şekillerle gösterilebilir:

Mevsimlik olmayan otoresif AR(1) ve AR(2) model parametrelerinin nasıl elde edildiğini daha önceki bölümde göstermiştik. Örneğin AR(2) süreci aşağıdaki formül yardımıyla elde ediliyordu:

$$\rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2$$

ρ_1 ve ρ_2 yerine γ_1 ve γ_2 değerlerini ikame edersek yukarıdaki denkleminin çözümü aşağıdaki gibi olur:

$$\phi_1 = \frac{\gamma_1(1-\gamma_2)}{1-\gamma_1^2}$$

$$\phi_2 = \frac{\gamma_2 - \gamma_1^2}{1-\gamma_1^2}$$

5- 3- 4. Mevsimlik Olmayan 1 ve 2 Dereceli Hareketli Ortalama Süreci

Birinci ve ikinci dereceden otoregrasif süreçlerinin model parametrelerini elde ettikten sonra şimdi biz aynı süreci hareketli ortalama parametreleri cinsinden MA(q) sürecini aşağıdaki gibi uyguluyoruz. Hareketli ortalama modeli aşağıdaki eşitlikte gösterilmektedir:

$$X_t = \mu + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} \dots \dots \dots \theta_q e_{t-q}$$

Yukarıdaki denkleminin her iki yanını X_{t-k} ile çarpıp beklenen değerini alırsak;

$$X_{t-k} X_t = (e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \theta_3 e_{t-3} \dots \dots \dots - \theta_q e_{t-q})$$

$$X (e_{t-k} - \theta_1 e_{t-k-1} - \theta_2 e_{t-k-2} - \theta_3 e_{t-k-3} \dots \dots \dots \theta_q e_{t-k-q})$$

$$\gamma_k = E (e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \theta_3 e_{t-3} \dots \dots \dots - \theta_q e_{t-q})$$

$$X (e_{t-k} - \theta_1 e_{t-k-1} - \theta_2 e_{t-k-2} - \theta_3 e_{t-k-3} \dots \dots \dots \theta_q e_{t-k-q})$$

$$\gamma_k = E (e_t e_{t-k}) - \theta_1 E (e_t e_{t-k-1}) - \theta_2 E (e_t e_{t-k-2}) \dots \dots \dots$$

$$\dots \dots \dots \theta_q E (e_t e_{t-k-q}) - \theta_1 E (e_{t-1} e_{t-k}) + \theta_1^2 E (e_{t-1} e_{t-k-1})$$

$$+ \dots \dots \dots + \theta_1 \theta_q E (e_{t-1} e_{t-k-q}) - \theta_2 E (e_{t-2} e_{t-k}) + \theta_2 \theta_1 E (e_{t-2} e_{t-k-1}) + \dots \dots \dots$$

$$+ \theta_2 \theta_q E (e_{t-2} e_{t-k-q}) - \theta_q E (e_{t-q} e_{t-k}) + \theta_q E (e_{t-q} e_{t-k-1}) + \dots \dots \dots$$

$$\theta_q^2 E (e_{t-q} e_{t-k-q})$$

Yukarıdaki eşitliğin beklenen değeri k'nın almış olduğu değere bağlı olacaktır.

Şayet k=0 ise yukarıdaki eşitlik:

$$\gamma_0 = E (e_t e_{t-0}) + \theta_1^2 E (e_{t-1} e_{t-0-1}) + \dots \dots \dots + \theta_q^2 E (e_{t-q} e_{t-0-q}),$$

$$E(e_t e_{t-i}) = 0 \quad \text{şayet } i \neq 0$$

$$\text{ve } E(e_t e_{t+j}) = \sigma^2 \quad \text{şayet } i = 0$$

Buradan yukarıdaki eşitlik:

$$\gamma_0 = \sigma_e^2 + \theta_1^2 \sigma_e^2 + \theta_2^2 \sigma_e^2 + \dots + \theta_q^2 \sigma_e^2 \quad \text{Eğer } k=1 \text{ ise}$$

yukarıdaki denklem aşağıdaki şekli alır.

$$\gamma_1 = \theta_1 \sigma_e^2 + \theta_1 \theta_2 \sigma_e^2 + \dots + \theta_{q-1} \theta_q \sigma_e^2$$

$k = k$ ise;

$$\gamma_k = -\theta_k \sigma_e^2 + \theta_1 \theta_{k+1} \sigma_e^2 + \theta_2 \theta_{k+2} \sigma_e^2 + \dots + \theta_{q-k} \theta_q \sigma_e^2$$

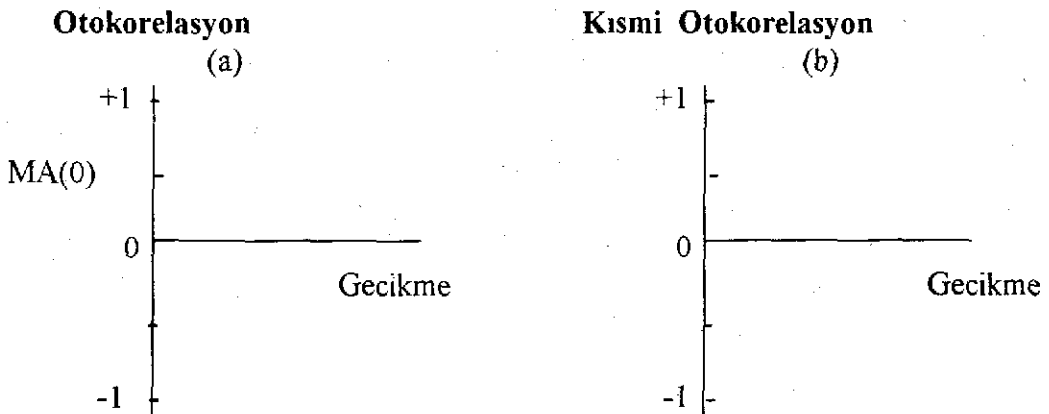
γ_k özdeşliğini γ_0 eşitliğine böldüğümüzde aşağıdaki denklemi elde ederiz:

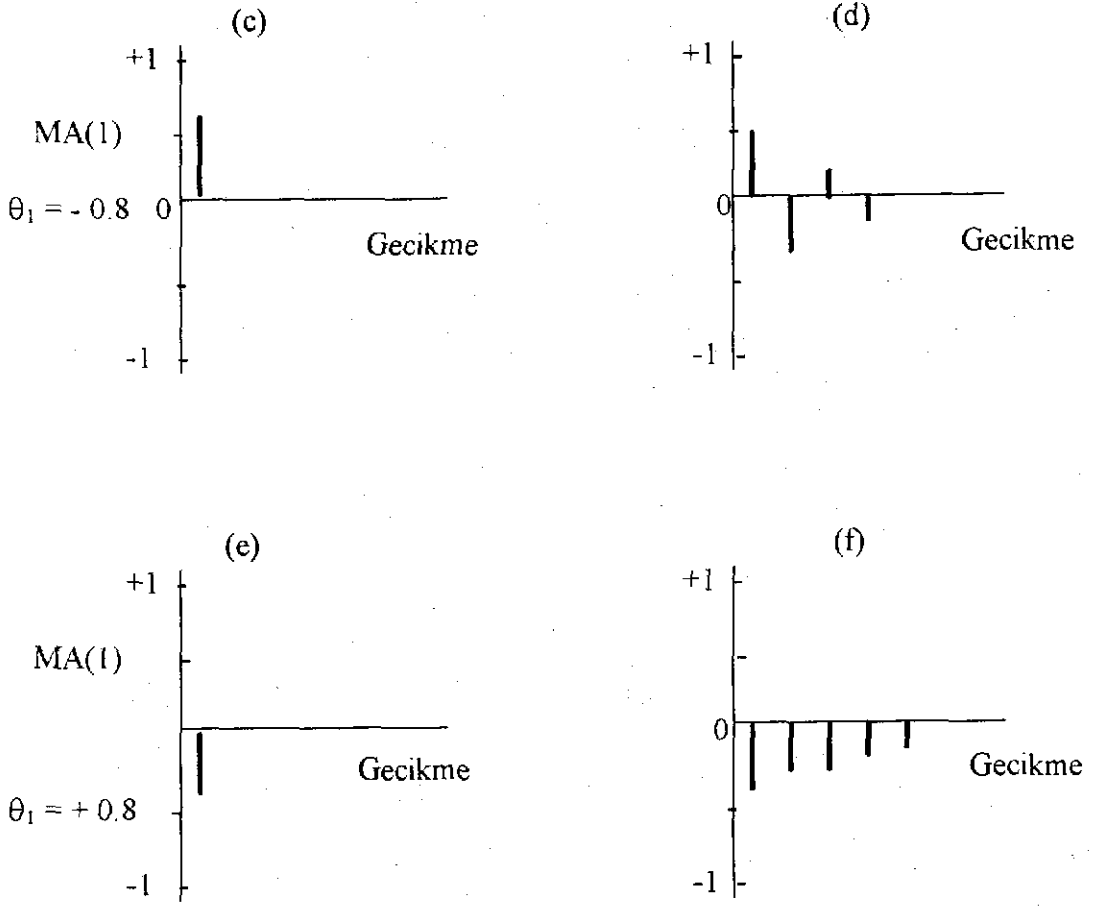
$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{(-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \theta_2 \theta_{k+2} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q) \sigma_e^2}{(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \theta_3^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_e^2}$$

Hareketli ortalama süreci şayet birinci derecede ise yukarıdaki denklem aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

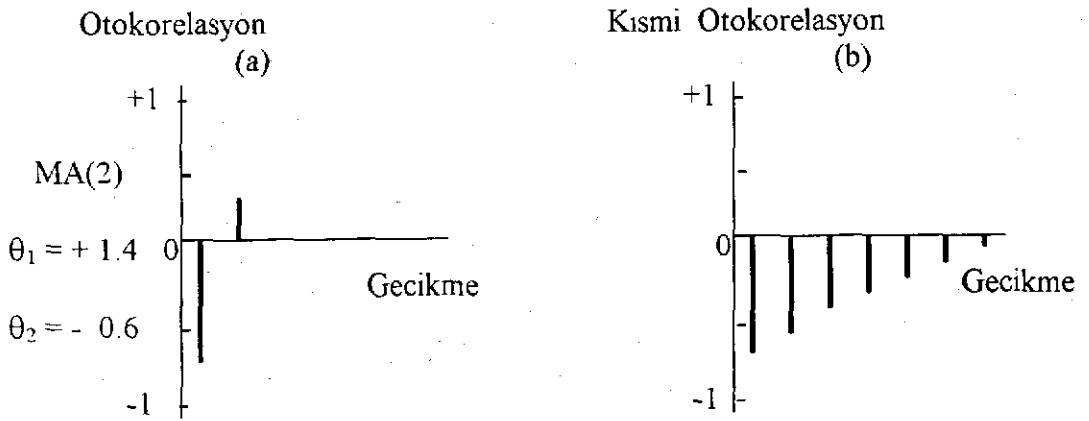
$$\rho_k = \frac{-\theta_k}{1 + \theta_1^2}$$

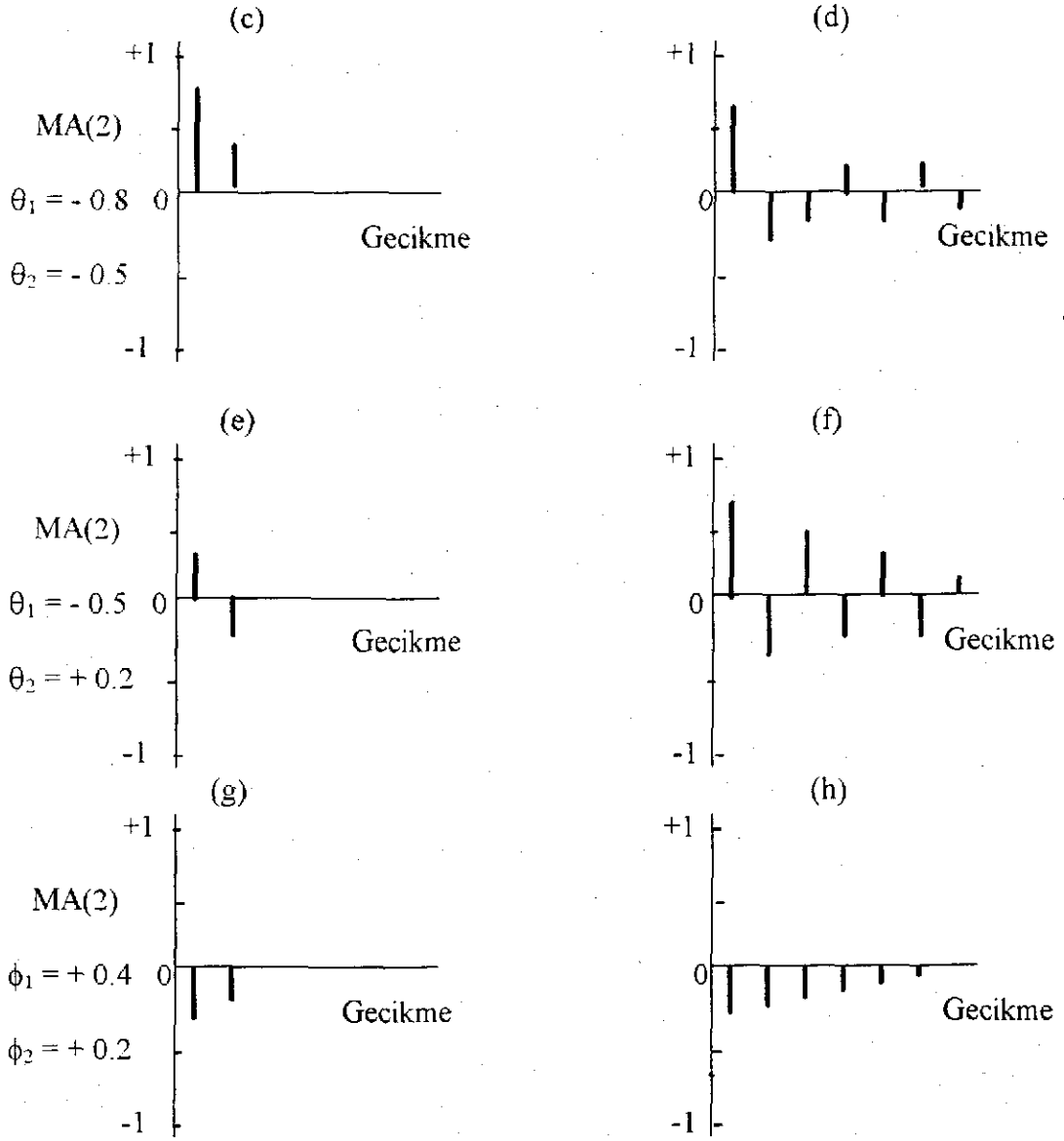
Bu denklemin çözümü yoluyla hareketli ortalama süreç parametre değerleri elde edilir. Aşağıdaki Şekil 17. ve Şekil 18. de çeşitli derecelerdeki MA(q) fonksiyon grafikleri verilmiştir.





Şekil 17. Çeşitli Derecelerdeki Hareketli Ortalama Süreci.





Şekil 18. MA(2) Sürecinin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyon Grafikleri.

5- 3- 4. Mevsimlik Olmayan Karışık AR(p) ve MA(q) Süreçleri

Şayet incelenmekte olan zaman serisi için uygun olan model tek başına ne AR ne de MA yeterli olabilir. İkisinin bileşimi çalışılan seri için uygundur.

ARMA (p q) sürecinin aşağıdaki gibi yazıldığını biliyoruz:

$$X_t = \mu + \phi_1 X_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1} \text{ ya da}$$

Geriye atma işleticisi kullanırsak eşitliği aşağıdaki denklemi elde ederiz:

$$(1 - \phi_1 B) X_t = \mu' + (1 - \theta_1) e_t$$

Eldeki mevsimlik olmayan zaman serisi hem otoregrasif hem de hareketli ortalama sürecini içeriyorsa bu süreci temsil eden parametrelerin tahmin edilmesi gerekmektedir.

Şayet yukarıdaki denklemin her iki yanını X_{t-k} ile çarpıp beklenen değerini alırsak aşağıdaki denklemi elde ederiz;

$$X_{t-k} X_t = \phi_1 X_{t-k} X_{t-1} + X_{t-k} e_t - \theta_1 X_{t-k} e_{t-1}$$

Yukarıdaki denklemin beklenen değerini alırsak;

$$E(X_{t-k} X_t) = \phi_1 E(X_{t-k} X_{t-1}) + E(X_{t-k} e_t) - \theta_1 E(X_{t-k} e_{t-1})$$

Şayet $k = 0$ ise,

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + E[(\phi_1 X_{t-1} e_t - \theta_1 e_{t-1}) e_t]$$

$$- \theta_1 E[(\phi_1 X_{t-1} e_t - \theta_1 e_{t-1}) e_{t-1}]$$

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \sigma_e^2 - \theta_1(\phi_1 - \theta_1) \sigma_e^2$$

aynı şekilde $k = 1$ ise,

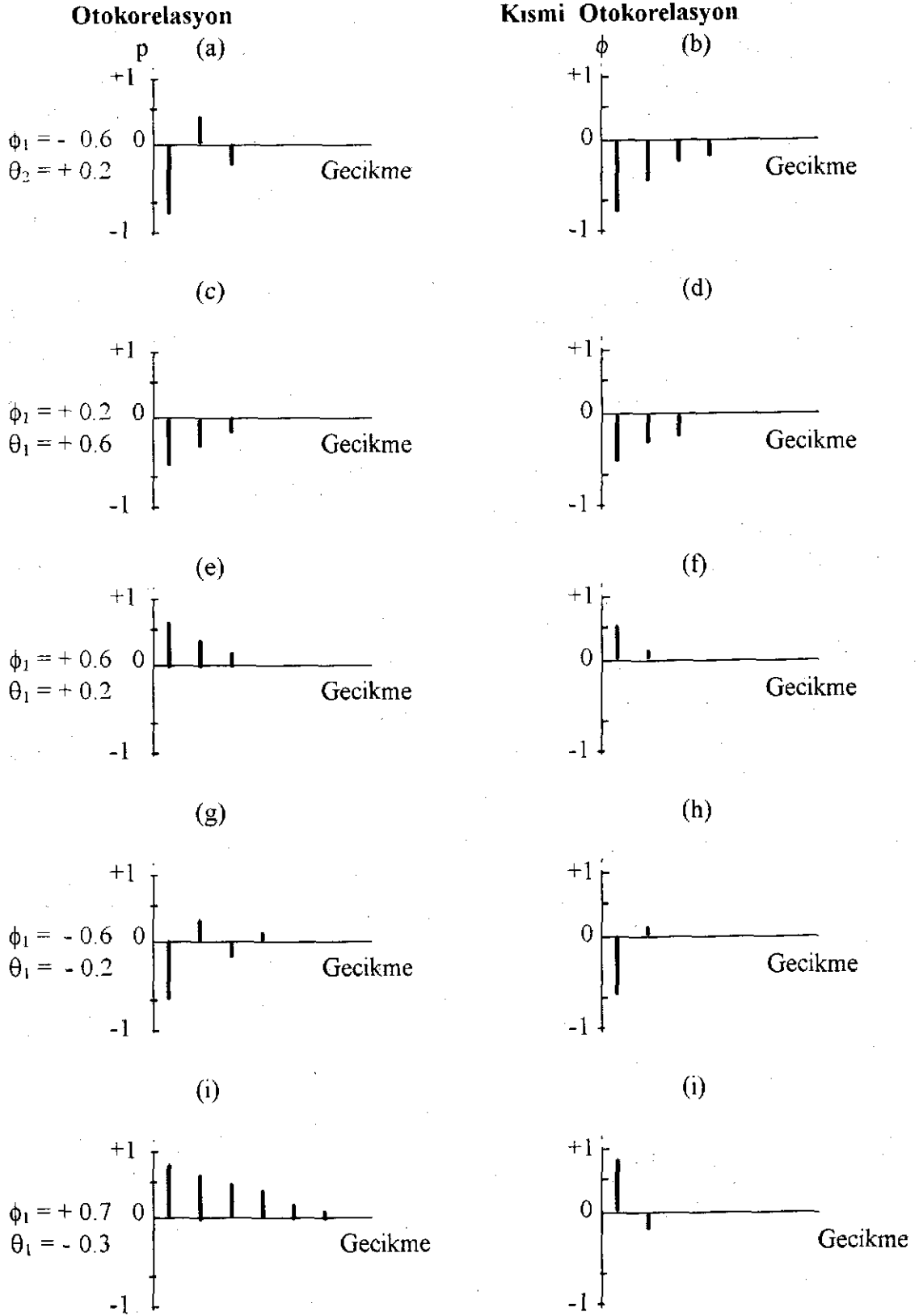
$$\gamma_1 = \phi_1 \gamma_0 - \theta_1 \sigma_e^2$$

Yukarıdaki (γ_0) ve (γ_1) denklemlerini γ_0 ve γ_1 parametresi için çözersek;

$$\gamma_0 = \frac{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}{1 - \phi_1^2}$$

$$\gamma_1 = \frac{(1 - \phi_1\theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - \phi_1^2}$$

denklemini elde ederiz. Aşağıdaki Şekil 19. da karışık ARMA(p, q) fonksiyon grafiği verilmiştir.



Şekil 19. Karışık ARİMA (1 1) Modelleri Otokorelasyon ve Kısmi Korelasyon Grafiği

Bu yukarıdaki mevsimlik olmayan zaman serilerine ait farklı derecedeki otograsif ve hareketli ortalama süreçlerine ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonun incelenmesi sonucu aşağıdaki tablo oluşturulabilir.

Mevsimlik Olmayan Modellerin Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonları

Model	Otokorelasyon Fonksiyonu	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
AR(p)	Üssel Azalan	P gecikmesinden sonra eksenini keser
MA(q)	q gecikmesinden sonra eksenini keser	Üssel Azalan
ARMA(p q)	Üssel Azalan	Üssel Azalan

5- 4. UYGUNLUK TESTLERİ (DIAGNOSTIC CHECKING)

Box-jenkins'e göre eldeki zaman serisi için tecrübi olarak tanımlanmış ARİMA (P d q) model parametrelerini tahmin ettikten sonra bu model tiplerinin uygun olup olmadığının kontrolü gereklidir. Uygulamada genel olarak bunu gerçekleştirmek için iki yol vardır. Bunlar;

a- Kalıntıların çalışılması (Göz önünde tutulmayan her hangi bir kalıbın veri setinde pattenin kalıp kalmadığının gözlenmesi).

b- Eldeki mevcut optimum çözüm için modelin daha basit bir yapıya getirilme şansının olmadığını görmek için örneklem istatistiklerinin çalışılması.

5- 4- 1. Kalıntıların Analizi

Etkin olarak oluşturulmuş bir modelden yapılan tahminler sonucunda elde edilen hataların rassal (noise) olması gerekir. Bundan dolayı etkin olarak oluşturulmuş olan modelden tahmin sonucunda oluşan kalıntılar için hesaplanan

a- Otokorelasyon.

b- Kısmi otokorelasyon fonksiyonları.

c- Çizgi spektrumlarının gözden geçirilmesi sonucu aşağıdaki verilen koşulların sağlanması gerekir. Bu koşullar;

a- Anlamlı olmayan hiç bir otokorelasyon fonksiyonu.

b- Anlamlı olmayan hiç bir kısmi otokorelasyon fonksiyonu.

c- Çizgi spektrumunun bütün sıklık aralığında sabit bir biçimde yüksek dalga boyunun varlığıdır.

5- 4- 2. Örneklem istatistiklerinin Analizi

ARİMA modellerinin altını çizdiği istatistiksel varsayımlar, bu modellerin parametre değerinin tahmininden sonra bazı faydalı istatistiklerin hesaplanmasına imkan vermesidir. Örneğin; model kapsamında tahmini yapılmış her bir parametre için bir standart hata vardır ve model içerisindeki mevcut olan tüm parametreler birleşik olarak tahmin edildiği için tahmin edilen bu katsayıların bir örneklem dağılımı vardır. Bu durum parametrelerin birbirleriyle nasıl ilişkilendirildiklerini gösteren bir korelasyon matrisini verir. Bu matrisin gözden geçirilmesiyle de oluşturulmuş modelin uygun olup olmadığına karar vermek mümkün olabilmektedir.

ARİMA modelleriyle ilgili olarak Box-Jenkins'in bahsetmiş olduğu diğer bir unsur ise zaman serisi için oluşturulmuş olan ARİMA model tiplerinde gereğinden fazla parametrenin model içinde yer almasıdır.

Etkin bir ARİMA model tiplemesi gerektiđi kadar parametre içermelidir. Bütün bu aşamalardan başarı ile geçmiş ARİMA modelleriyle gelecek ön dönemler için tahmin yapmak mümkün olabilmektedir.

ALTINCI BÖLÜM

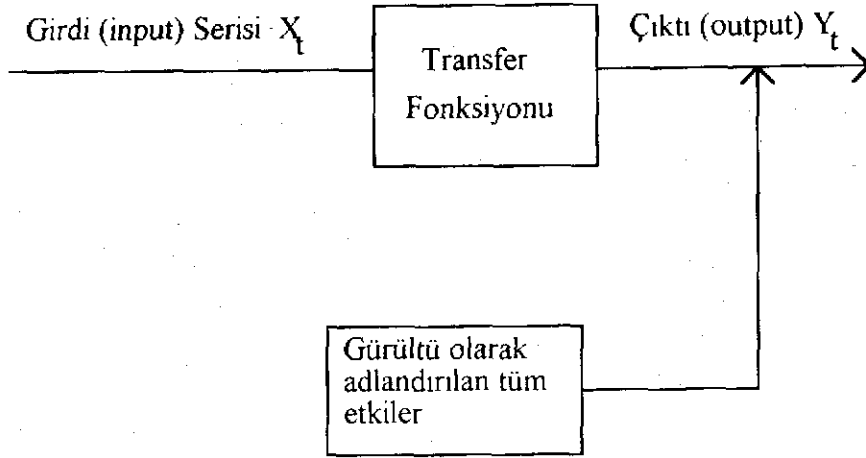
MARİMA MODELLERİ

6- 1. GİRİŞ

Bu bölümde güdülen temel amaç çoklu zaman serilerinin gözden geçirilmesidir. Çoklu zaman serileri yapılarında iki farklı karakteri barındırırlar. Bunlardan ilki tek değişkenli ARİMA tiplmesi ikincisi ise çoklu regrasyon analiz karakterleridir. Bir başka deyişle çoklu zaman serileri zaman serisi yaklaşımı ile nedensellik yaklaşımının bir bileşkesidir. Bilindiği gibi işletme, ekonomik ve çevresel değişkenlere ait veriler genellikle eşit zaman aralıklarında toparlanırlar. Bu zaman aralıkları gün, ay, hafta veya yıl olabilir. Bazen zaman serilerinin birlikte modelinin oluşturulması ve analizinin yapılması gerekebilir. Fakat seriler arasındaki dinamik ilişkiyi anlamak için çoklu zaman serilerinin kullanımı gerekmektedir. Çoklu zaman serilerinin kullanımının diğer bir nedeni ise tahmin etkinliğinin artırılması olabilir. Şöyle ki bir zaman serisinin ihtiva ettiği bilgi diğer bir zaman serisinin tarihi gelişimine bağlıysa bu durumda çoklu zaman serisi modellerinin kullanımı tahmin etkinliğini artırır.

Şekil 20'de transfer fonskiyon modelinin kısaca ne ile ilgilendiğini göstermektedir.⁴¹

⁴¹ S. Makridakis, a.g.e., s. 479-495



Şekil 20. Transfer fonksiyonu.

Şekil 20’de görüldüğü gibi (X_t) girdi zaman serisi tarafından etkilendiği öngörülen bir çıktı (Y_t) serisi vardır. Bunun dışındaki çıktıyı etkileyen birden fazla değişkenleri **gürültü (Noise)** çatısı altında topluyoruz. Burda oluşturulmuş olan sistem karakter bakımından dinamiktir. Bir başka deyişle girdi X_t serisi çıktı serisi üzerindeki etkisini transfer fonksiyonu yardımıyla taşımaktadır. Transfer fonksiyonunun modelleme hedefi çıktı serisini X_t girdi serisi ve göz önüne alınmayan diğer faktörlere N_t nasıl ilişkilendirileceğinin optimal bir şekilde tayin edilmesidir. Burada göz önünde tutulması gereken nokta bu türdeki model oluşturmada **öncü göstergelerin** (leading indicator) rolünün tanımlanmasıdır. Şekil 20.’de girdi serisi yerine rassal dağılımı ikame edersek ve göz önüne alınmayan diğer tüm değişkenleri de görmezlikten gelirse tek değişkenli otoregrasif model tiplerimizle karşı karşıyayız demektir. Bu nedenle tüm ARIMA modelleri gerçekten transfer fonksiyon modellemesinin özel bir durumudur. Tek değişkenli zaman serilerinde olduğu gibi çoklu zaman serilerinde de izlenen temel adımlar dört tanedir. Bunlar :

- a) Belirleme
- b) Parametre tahmini
- c) Uygunluk testleri ve

d) Tahmindir.

Bu temel adımlarda kendi içlerinde çeşitli adımlardan oluşmaktadır. Örneğin belirleme aşaması kendi içinde sekiz aşamadan oluşmaktadır. Aynı şekilde ikinci ve üçüncü aşamalar da ikişer tane alt aşamalardan olmak üzere toplam dört aşamadan oluşur.

6- 2. TRANSFER FONKSİYON MODELLEMESİNE GENEL BİR BAKIŞ

6- 2- 1. Transfer Fonksiyon Kavramı

Transfer fonksiyon metodolojisini anlamanın yolu transfer fonksiyonunun ne olduğuna dair seziye sahip olmaktan geçer. Aşağıdaki basit örneği göz önünde tutalım her 20 gün için bir yığın mektubu istenen yere dağıtılması için postalandığını kabul edelim. Postahane bu mektupları izleyen günlerde dağıtacaktır. t gününde postalanan mektupları X_t postanece dağıtılan mektuplarda Y_t olarak kabul edelim. Postalanan mektuplarla dağıtılan mektuplar arasında bir ilişkinin olduğu kesindir. Burada postalanan X_t mektupları dinamik bir şekilde gelecek zaman aralıklarla dağıtılmıştır. İşte buradaki dağıtım şekli transfer fonksiyonudur. Seri girdi değerleri ve seri çıktı değerleri transfer fonksiyonu ağırlıkları tarafından belirlenmektedir. Transfer fonksiyonu kendi başına aşağıdaki biçimde yazılabilir :

$$Y_t = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + v_2 X_{t-2} \dots v_n X_{t-n} = v(B) X_t$$

Buradaki $v(B)$ transfer fonksiyonunu simgelemektedir. Transfer fonksiyonu ağırlıkları toplamı bire eşit olabildiği gibi birden az veya çok da olabilir. Şayet girdi serilerinin sabit olmasına ilaveten transfer fonksiyonunda sabitse bir kaç dönem sonra çıktı serileri durağan duruma

artmalı erişirler. Sabit ve transfer fonksiyon ağırlıkları sabit fakat toplamı birden büyükse çıktı serileri bir kaç dönem sonra durağan duruma artmalı bir şekilde ulaşılır. Aynı şekilde eğer transfer fonksiyon ağırlıkları toplamı birden küçük ise çıktı serisi bir kaç dönem sonra durağan duruma eksilmeli bir şekilde erişirler.

6- 2- 2. Transfer Fonskiyon Modelinin Temel Biçimleri

İki değişkenli (bivariate) transfer fonksiyonu iki genel biçimde yazılabilir. İlk formu aşağıdaki gibidir :

$$Y_t = v_t (B) X_t + N_t$$

$$Y_t = \text{Çıktı serisi}$$

$$X_t = \text{Girdi serisi}$$

$$N_t = \text{Gürültü}$$

$v (B) = (v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots + v_k B^k)$ Buradaki k transfer fonksiyonunun derecesini belirlemektedir. Transfer fonksiyon derecesi olan k bazen geniş olabilir bu nedenle transfer fonksiyonu aşağıdaki biçimde de yazılabilir :

$$Y_t = \frac{W(B)}{\hat{\sigma}(B)} X_{t-b} + n_t$$

$$\text{ya da } Y = \frac{W(B)}{\hat{\sigma}(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

Burada $W(B) = W_0 - W_1 B - W_2 B^2 \dots - W_s B^s$,

$$\hat{\sigma}(B) = 1 - \hat{\sigma}_1 B - \hat{\sigma}_2 B^2 \dots - \hat{\sigma}_r B^r,$$

$$\phi(B) = (1 - B - \phi_2 B^2 \dots - \phi_p B^p),$$

Burada $Y_t =$ transfer edilmiş ve farkı alınmış Y_t değerleri

X_t = transfer edilmiş ve farkı alınmış X_t değeri

a_t = rassal gürültü değeri

r, s, p, q ve b değerleri sabit katsayılardır.

(r, s, b) transfer fonksiyon parametreleridir. Aynı şekilde (p, q) parametreleri rassallığı temsil eden modele aittirler. b parametresi ise X girdi serisinin Y_t çıktı serisini etkilemesi için geçmesi gerekli süredir. Tekli zaman serilerinde tanımlama aşamasındaki amaç (p, d, q) parametrelerinin tayin edilmesidir. Buna karşın transfer fonksiyon modellemesindeki amaç ise, özel (r, s, b) ve (P_n, q_n) parametre değerlerine ulaşmaktır. Model bir keresinde tanımlanıp parametreleri tahmin edildikten sonra elde edilen denklemin tahmin şekli $\hat{\theta}(B)$ tayin edilmesi gerekmektedir. Eğer yukarıda verilen denklemin her iki tarafını $\hat{\theta}(B)$ $\hat{\theta}(B)$ çarparsak aşağıdaki denklemi elde ederiz :

$$\hat{\theta}(B) \hat{\theta}(B) = Y_t = \hat{\theta}(B) W(B) X_{t-b} + \hat{\theta}(B) \theta(B) a_t$$

6- 2- 3. Transfer Fonksiyonu Oluşturmanın Aşamaları

Girdi ve çıktı serilerinin işlenmemiş şekilde verilmesi durumunda transfer fonksiyon modelleme sürecinin tamamlanması dört tane temel ve değişik alt aşamadan meydana gelmektedir. Bunlar :

- Girdi ve çıktı serilerinin hazırlanması
- Girdi serisinin ön saflaştırılması (prewhitening)
- Çıktı serisinin ön saflaştırılması
- Ön saflaştırılması tamamlanmış girdi ve çıktı serileri arasındaki çapraz artış korelasyonunun hesaplanması (Cross-Autocorrelations)
- Transfer fonksiyon ağırlıklarının direkt bir şekilde tahmin edilmesi
- Girdi ve çıktı serilerini birbiriyle ilişkilendiren transfer fonksiyonu için (r, s, b) parametrelerinin belirlenmesi

g) Serideki kalıntıların ARİMA (P_n o. q_n) ile belirlenmesi

6.2.3.1. Girdi ve Çıktı Serilerinin Hazırlanması:

ARİMA modelleri otoregresif ve hareketli ortalama süreçlerinin durağan veriler üzerinde tanımlanabilmesi için imkan yaratıyordu. Bir başka deyişle şayet incelenen seri durağan bir yapı sergilemiyorsa serideki durağan olmayan yapıyı bertaraf etmek için ya birinci veya daha yüksek derecede farkları alınıyordu ya da logaritmik dönüşümleri yapılıyordu. Durağan olmayan yapıyı yok etmek için bahsedilen bu kural çoklu zaman serileri için de geçerlidir. Çoklu zaman serilerinde bir noktayı daha belirtmekte fayda var kanısındayım, o da girdi ve çıktı serilerinde muhtemelen var olan mevsimlik faktörlerinin ayaklanmasıdır. Şöyleki, eğer seriler mevsimlik dalgalanmalardan arındırılmaz ise transfer fonksiyon modelleriyle elde edilen (r , s , b) parametre değerleri olması gerekmeden daha küçük bir değer alır. Uygun bir şekilde transferi yapılan seriler X_t ve Y_t olarak adlandırılır.

6.2.3.2. X_t 'nin Ön Saflaştırılması (Prewhiting)

X_t , girdi serisinin Y_t , çıktı serisine dönüşümünü sağlayan transfer fonksiyon sistemini anlamak için girdi sisteminin mümkün olduğunca basit tutulması tüm sistemi anlamak bakımından yararlıdır. Girdi serisini kontrollü bir biçimde sisteme koyarız ve buna karşılık gelen çıktıyı gözlemleriz. Bu süreç transfer fonksiyonunun açık bir şekilde belirgin bir hal almasına kadar tekrarlanır. X_t girdi serisinin saflaştırılması ile seri daha kontrol edilebilir bir yapıya bürünür. Burada serinin ön saflaştırılması ile kastedilen seri içerisindeki muhtemelen mevcut olan kalıpların yok edilmesidir. Seri içerisindeki bütün kalıplar yok edildikten sonra geriye kalan yalnızca saf rassallıktır (White Noise) örneğin X_t serisinin ARİMA (p_n , 0, q_n) modelinin oluşturulduğunu düşünelim :

$$\varnothing_x (B) X_t = \theta_x (B) \alpha_t$$

Buradaki $\varnothing_x (B)$ otoregresif $\varnothing_x (B)$ ise hareketli ortalama işleticisidir. Buradaki saf rassallık bileşenini aşağıdaki biçimde elde ederiz:

$$\left(\frac{\varnothing_x (B)}{\theta_x (B)}\right) X_t = \alpha_t$$

6.2.3. Çıktı Serisinin Ön Saflaştırılması

Girdi serisinin saflaştırılması için söylenenlerin aynısı çıktı seri içinde geçerlidir. Bir başka deyişle bütüncül fonksiyonel ilişkiyi muhafaza etmek için aynı dönüşümü çıktı serisine uyguluyoruz :

$$\begin{aligned} \text{girdi (input) } X_t &\rightarrow \text{Transfer Fonksiyonu} \rightarrow \text{output (çıktı) } (Y_t) \\ \left(\frac{\varnothing_x (B)}{\theta_x (B)}\right) X_t &\rightarrow \text{Transfer Fonksiyonu} \rightarrow \text{ç ıktı } (Y_t) \left(\frac{\varnothing_x (B)}{\theta_x (B)}\right) X_t \end{aligned}$$

Çıktı serisi üzerinde transfer fonksiyon yardımıyla yapılan dönüşüm seriyi saf rassallığa girdi serisindeki gibi dönüştürmemiştir. Bunun için dönüşümü yapılan seri β_t olarak aşağıda verilmektedir :

$$\left(\frac{\varnothing_x (B)}{\theta_x (B)}\right) Y_t = \beta_t$$

6.2.3.4. Ön Saflaştırılması Tamamlanmış Girdi ve Çıktı Serileri

Arasındaki Çapraz Otokorelasyonun Hesaplanması

Tek değişkenli ARİMA model tiplerinde otokorelasyon katsayısı, model biçimini tayin etmede yardımcı olan temel anahtardır. Transfer fonksiyon model tiplerinde ise çapraz korelasyon almış

olduđu rol ne ise ARİMA model tiplerinde otokorelasyonun almış olduđu rol odur. Bilindiđi gibi çapraz korelasyon t zamanındaki X deđerleriyle $t + k$ zamanındaki Y deđerleri arasındaki iliřki derecesi olarak tanımlanmıřtır.

$$r_{xy}(k) = P_{xy}(k) = \frac{C_{xy}(k)}{S_x S_y}$$

6.2.3.5. Transfer Fonksiyon Ađırlıklarının Direkt Olarak Tahmini

Girdi ve çıktı serilerinin ön saflařtırma iřleminin tamamlanmasından sonra girdi ve çıktı serileri arasındaki çapraz korelasyonun hesaplanacađını belirttik. Bundan sonra transfer fonksiyonunun modellerinin parametrelerinin (r, s, b) tahmini kolaydır. Bu parametre deđerleri ařađıdaki formül yardımıyla elde edilir :

$$V_u = \frac{r_{\alpha\beta}(k) S_\beta}{S_\alpha}$$

Diđer bir ifadeyle α ve β arasındaki çapraz korelasyon β serisinin standart sapmasıyla çarpılıp α serisinin standart sapmasına bölünmesiyle elde edilir.

6.2.3.6. Transfer Fonksiyonu Modeli İin (r, s, b) nin Tayin Edilmesi

Ü temel parametre (r, s, b) transfer fonksiyonu modeli iinde yer alır ki, burada r parametresi $\partial(B)$ 'nin s parametresi $W(B)$ 'nin derecesini belirtir. b ise girdi serisinin çıktı serisi üzerinde etki yapabilmesi iin ne kadarlık bir sürenin gemesi gerektiđini belirtir. Tahminci tarafından transfer fonksiyon model parametreleri (r, s, b) iin uygun deđerlerin

seçilebilmesi için üç tane yol gösterici prensip aşağıdaki biçimde özetlenebilir :

aa) b zaman gecikmesine kadar çapraz korelasyon sıfırdan anlamlı olarak farklı değildir.

bb) s için ileriki zaman gecikmelerinde çapraz korelasyonun herhangi bir kalıp sergilememesi

cc) r için ileriki zaman gecikmelerinde çapraz korelasyonun açık bir kalıp sergilemesi.⁴²

6.2.3.7. Başlangıçtaki Gürültü Serilerinin Sınanması

Transfer fonksiyon ağırlıkları tahmin edildikten sonra gürültü serileri için (n_t) başlangıç tahminlerinin hesaplanması imkan dahilindedir :

$$Y_t = v(B) X_t + n_t \text{ olduğundan}$$

$$n_t = Y_t - v_0 - v_1 X_{t-1} - v_2 X_{t-2} \dots v_g X_{t-g}$$

Buradaki g tahminci tarafından seçilen pratik bir değerdir.

6.2.3.8. Serideki Hataların ARİMA ($P_n, 0, q_n$) ile Belirlenmesi

Kalıntı (Residual) serisini tahmin ettikten sonra n_t değerleri için uygun olan bir ARİMA ($P_n, 0, q_n$)'nin olup olmadığı araştırılır. Bunun için n_t serisine ait korelasyon, kısmi otokorelasyon ve çizgi spektrumları oluşturulur. Oluşturulan bu istatistiklerle kalıntı serisi için uygun bir ARİMA modeli seçilir :

$$\phi_n(B) n_t = \theta_n(B) a_t$$

⁴² S. Makridakis, a.g.e., s. 513-518

6.2.4. Transfer Fonksiyon Parametrelerinin Tahmini

- a) Parametrelerin başlangıç tahminleri
- b) Parametrelerin son tahminleri

6.2.5. Transfer Fonksiyonu Modeli İçin Uygunluk Testleri (Diagnostic Testleri)

- a) Girdi ve çıktı serilerini bağlayan kalıntı modeli için (r s b) otokorelasyonların hesaplanması
- b) Kalıntılar ile ön saflaştırılmış gürültü serileri arasındaki çapraz otokorelasyonun hesaplanması

6.2.6. Transfer Fonksiyon Modelinin Tahmin İçin Kullanımı

- a) Transfer fonksiyon modelinin kullanılması yardımıyla gelecek değerlerin tahmin edilmesi

Çoklu zaman serilerinin bu ana aşamalarının alt aşamalarını kısaca gözden geçirelim:

6- 3. KALMAN FİLTRESİ

Tahmin modelleri iki kategori olarak sınıflandırılabilir: (1) sabit parametrelili ve sabit varyanslı sabit modeller (2) Değişimli parametre ve varyanslı sabit modeller 1. kategori kendi kendisini yineliyen adaptif modellerinin dışında şu ana kadar sözü edilen tüm tahmin tekniklerini içermektedir. Bilindiği gibi sabit parametrelili sabit modeller veri seti aralığının tamamı boyunca ortalama ve varyans bakımından serinin durağan bir yapıya sahip olmasını gerektirmektedir. Eldeki serinin ortalama ve varyans bakımından durağan bir yapı sergilemesi durumunda sabit parametrelili sabit modellerin uygulanması istatistiksel bakımdan

anlamsız olmasının nedeni klasik istatistik tahmin teorilerinin direkt olarak durağan olmayan yapıyı göz önünde almamalarından kaynaklanmaktadır.

Klasik istatistiksel metodlar diğer kontrol süreçlerinin yardımıyla kullanılmak zorundadır. Şayet veri setinde sürekli veya anlamlı değişmelerin olduğu tanımlanmışsa klasik istatistiklere dayanan metodlar bu değişmeyi kendiliğinden göz önünde bulundurmayacaklardır.

Bir keresinde değişim oluşursa bu modeller etkin olmayacaklardır. Diğer yünden kendi kendine yineleyen üssel düzeltme ve Adaptif filtering adım değişmesi ve geçici durumları dikkate alabilmektedir. Çünkü bu modeller veri kalıbındaki değişmeleri göz önünde tutarak parametrelerine uyarlar (updating)

Klasik istatistiksel tahmin, hata kareler ortalamasını oluşturulan model için minimum yapmaya çalışır. Bu durum geçmiş için uygundur. Fakat gelecek için uygun olmayabilir. Şayet kriter; hata kareler ortalamasını minimum yapmak ise, klasik istatistiksel tahmin verinin tarihi geçmişine dayanarak minimum hata kareler ortalamasını sabit parametre ve varyanslı sabit bir model varsayımı altında elde edilebilir. Fakat veri setinin gelecek hata kareler ortalamasının minimum yapılması isteniyorsa kendi kendini yineleyen üssel düzeltme ve Kalman filtresi veri kalıbında herhangi bir değişme olmaması durumunda bile en az klasik istatistiksel metodlar kadar etken olmaktadır.

Kalman filtresi iki bağımsız tahminin ağırlıklandırılmış bir tahmin oluşturması prensibine dayanır. İki tahminden biri ön bilgiye diğeri ise ortaya çıkacak yeni bilgiye dayanır. Kalman filtresinde güdülen amaç bu iki bilginin birleştirilerek daha etkin tahminin elde edilmesidir.

Kalman filtresini tek değişkenli verilerde gösterelim :

Şayet F_t , t tahmin dönemi ve X_t en son mevcut bilgiyi temsil ediyorsa $(t + 1)$ tahmin dönemi F_t ve X_t 'nin ağırlıklandırılmış bir toplamı olarak ifade edilebilir :

$$F_{t+1} = W X_t + (1-W) F_t$$

Yukarıdaki eşitlik daha önce verilen basit üssel düzeltme ile aynıdır. Eğer F_t ve X_t 'ye ait varyanslar sırası ile σ_F^2 , σ_x^2 biliniyorsa yukarıdaki eşitlik için varyans, σ_x ve σ_F 'nin kareleri ağırlandırılarak hesaplanabilir.

$\sigma^2 = (1-W) \sigma_F^2 + W^2 \sigma_x^2$ (X_t ile F_t 'nin bağımsız olduğu varsayılmıştır)

Yukarıdaki özdeşliğin W parametresine göre kısmi türevini alıp W parametresi için çözersek aşağıdaki denklemi buluruz:

$$\frac{\alpha \sigma^2}{\partial W} = -2(1-W) \sigma_F^2 + 2W \sigma_x^2 = 0$$

$$W^* = \frac{\sigma_F^2}{\sigma_F^2 + \sigma_x^2} \text{ elde edilir.}$$

Yukarıdaki eşitliği $F_{t+1} = W_t + (1-W) F_t$ özdeşliğine ikame edersek aşağıdaki sonucu buluruz :

$$\begin{aligned} F_{t+1} &= \frac{\sigma_F^2}{\sigma_F^2 + \sigma_x^2} X_t + \left(1 - \frac{\sigma_F^2}{\sigma_F^2 + \sigma_x^2}\right) F_t \\ &= \frac{\sigma_F^2}{\sigma_F^2 + \sigma_x^2} X_t + \frac{\sigma_x^2}{\sigma_F^2 + \sigma_x^2} F_t \\ &= \frac{\sigma_F^2 X_t + \sigma_x^2 F_t}{\sigma_F^2 + \sigma_x^2} \end{aligned}$$

Eğer X_t 'nin varyansı σ_x^2 , F_t 'nin varyansı σ_F^2 ile aynı ise basit üssel düzeltme metodundaki α parametresini elde ederiz.

Fakat gelecek hakkındaki belirsizlik artarsa X_t 'nin varyansı σ_x^2 F_t 'nin varyansı σ_F^2 'e nispetle daha büyük olur. σ_x^2 'te ortaya çıkan artışı azaltmak için X_t 'den daha fazla ağırlık F_t 'ye verilmelidir. Şayet gelecek hakkında belirsizlik azalırsa bunun tersi doğrudur.

Şu ana kadar tartışılan Kalman filtresinde aşağıdaki öneriler ileri sürülebilir :

- 1- Eski ve yeni bilgiyi içeren uyarlanmış bir tahmin yapılabilir.
- 2- Yeni ve eski bilgiye ait olan ağırlıklar varyansın bir fonksiyonudur.
- 3- Tahminler ve bu tahminlere ait varyansların her ikisi tekrarlanmalı olarak hesaplanabilir.
- 4- X_t 'ye ait varyans tahminin elde edilmesinde bir takım zorluklar vardır.⁴³

⁴³ S. Makridakis, a.g.e., s. 530-535

YEDİNCİ BÖLÜM

SUBJEKTİF TAHMİN TEKNİKLERİ

7- 1. GİRİŞ

Daha önce bahsedildiği gibi tahmin gereksinimi örgüt ya da bireysel düzeyde gerçekleştirilen gerekli bir aktivite olup aşağıdaki metodlarla elde edilmekteydi :

- a- Tamamen yapısal metodlar
- b- Nedensel ya da açıklayıcı metodlar
- c- Ekstrolasyon (Zaman Serileri) metodları
- d- Yukarıdakilerin herhangi bir bileşimi.⁴⁴

Yukarıda sıralanan metodlar kendi içinde birden fazla metod yaklaşımı barındırmaktadır. Gelecekteki faaliyetleri tahmin etmek için işletmeler yeterli sayıda metod, yaklaşım ve bunların birleşiminden meydana gelmiş seçenekler mevcuttur. Pratik ve teorik açıdan bakıldığında doğru bir metodun ya da yaklaşımın seçilmesi çok önemlidir. Çünkü çoğu durumlarda tahmin doğruluğunda meydana gelecek küçük bir ilerleme tahmini yapanlara büyük miktarda tasarruf yaratacaktır. Uygulamadaki tahmin teknikleri ile ilgili araştırmalar göstermiştir ki tahmin doğruluğu tahmini yapanlar yönünden büyük bir öneme sahiptir. Armstrong (1978) Makridakis ve Hibon (1975) ve Slovic (1972) yaptıkları uygulamalı araştırmalar tahmin doğruluğu yönünden aşağıdaki sonuç özetini elde etmişlerdir.

a- Yargısal tahmin yaklaşımlarının objektif yaklaşımlardan daha etkin olması gerekmez;

⁴⁴ S. Makridakis, Hibon vd., The Accuracy of Extrapolation Methods: Results of a Forecasting Competition, *Journal of Forecasting*, vol. 1, s. 111-112

b- Nedensel ya da açıklayıcı metodların zaman serilerinden daha etkin olması gerekmez;

c- İstatistiksel bakımdan daha kompleks metodların daha basit metodlardan daha etkin olması gerekmez;

Subjektif ve teknolojik tahmin teknikleri genellikle uzun dönemli sayısal metodlarla tahmini yapılmayan dışsal faktörlerin tahmin bünyesinde yer almasına olanak vermektedir.⁴⁵

Subjektif metodlar, verilerin tarihsel boyutunun tahmin metodlarındaki oynamış olduğu önemli rolü yadsımamakla birlikte sayısal metodların varsaydığı ne basit bir veri kalıp ekstrapolasyonu ne de tarihi veri setindeki kalıbın geleceğe taşınması hadisesidir. Subjektif yöntemler uzun dönemli değişimleri etkin olarak tahmin etmek için bireysel yetenek, beceri, sezgi ve bilgilerle bütünleşmiş bir hayal gücünün varlığını gerektirmektedir. Subjektif metodlar her zaman tahmin konusunda numerik bir çıktı sağlamadığı gibi tahmin meydana gelmesinde basamaklı bir süreç izlemez. Bu metodların kullanımı tahmine konu olan faktörlerin içerdiği faktörlerin anlaşılması ve bu duruma uygun olan metodun kabul etme ihtiyacının hasıl olmasını gerektirir.

Subjektif metodların kullanılması durumunda sayısal modellerin dayandığı matematiksel model ya da kurallar setinin yerine tahmine konu teşkil eden faktörleri, bilgileri işleyen bir uzman ikame eder.

7- 2. YARGISAL ZAMAN SERİLERİNİN TAHMİNİ

Son yıllarda yargısal tahmin kendi alanındaki literatürde bir hayli dikkat çekmiştir. Bir takım çalışmalar böylesi bir dikkat çekmeyi doğrular niteliktedir.⁴⁶ Mentzer ve Cox⁴⁷ v.b. Bu çalışmalar geniş bir

⁴⁵ S. Makridakis, Hibon vd., a.g.m., s. 120-35

⁴⁶ D. J. Dolrymple, Sales Forecasting Methods and Accuracy, **Business Horizons** vol. 18, s. 69-73

⁴⁷ Mentzer , Cox, Familiarity Application and Performance of Sales Forecasting Techniques, **Journal of Forecasting**, vol. 3, s. 30-36

biçimde işletmelerde ve endüstrilerde kullanım sahası bulmuştur. Şu ana kadar sayısal ile sayısal olmayan farklı tahmin teknikleri gözden geçirildi ve bu yaklaşımlar ve metodlar dolaylı bir biçimde incelendiği gibi bu sayısal ve sayısal olmayan tekniklerin uygulama yönünden karşılaştırmaları yapıldı. Fakat bilinmelidir ki hangi tahmin tekniği kullanılırsa kullanılsın tahminler her zaman insansal yargı önemli rol oynar. Bundan dolayı istatistiksel modelinin kavramadığı diğer bilgilerin tahmin tekniğinin bünyesinde yer alabilmesi için insani yargı gerekli olmaktadır. Hatta bazen insani yargı tahmin için çok önemli olduğu gibi sayısal tekniklerden daha etkin sonuçlar vermektedir.

Lawrence yaptığı çalışmalarda tahmin yapılmasındaki insani yargının oynamış olduğu rolün sayısal tekniklerden daha etkin olduğunu destekler niteliktedir.⁴⁸ Bunun ötesinde insani yargısal tahmin teknikleri sonucunda elde edilen tahmin hata varyansı sayısal tekniklerden daha küçüktür. Bununla birlikte yargısal tahmin koşullarının nerede iyi ya da kötü olduğuna dair detaylı bir analiz mevcut değildir. Biliyoruz ki model oluşum hatalarıyla karakterize olan bu zaman seri veri tabanı hatırı sayılır bir şekilde tahmini hatalardan küçüktür. Bu durum muhtemelen zaman serilerinin değişimlere ya da süreksizliklere sahip olduğunu ima edebilir ki istatistiksel olarak bunlar içerilemezler. Bazı çalışmalar insani yargılama yeteneğinin ilave bilgileri istatistiksel modellerle birleştirmeye ve zaman serilerindeki muhtemel değişimleri sezinlemek bakımından gerekli olduğunu göstermiştir.

Buna karşın bazıları da yargısal tahminin küçük yararlar getirdiğini bulmuşlardır.⁴⁹ Buna karşın ekonometrik modeller tahminlerin yargısal olarak ayarladığı ve bu yargılamaların tahmin etkinliği yönünden önemli olduğuna dair halen kanıtlar mevcuttur. Bu ayarlamalar modelin

⁴⁸ M. J. Lawrence, Edmundson vd., An Examination of The Accuracy of Judgmental Extrapolation of Time Series, *International Journal of Forecasting*, vol. 1, s. 25-35

⁴⁹ R. A. Carbone, Anderson vd., Comparing For Different Time Series Methods, The Value of Technical Expertise, Individualised Analysis and Judgmental Adjustment, *Management Science*, vol. 29, s. 559-565

kendi kendisine göre yapıldığı gibi model tarafından içerilemeyen dışsal faktör etkilerini eldeki modelle bütünleştirmek için yapılabilirler.⁵⁰ Bu faktörler yargısal tahmini değerli hale getirmiştir. Açıkça istatistiksel modeller yargısal zaman serileri ise durağan olduğu modellerde çok iyi performans sergilerler. Koşulların durağan olmayan durumları en iyi şekilde göz önünde tutma bakımından önemlidir. Diğer yandan geniş hacimli literatür vardır ki burada çok değişkenli durumlarda insani yargı hemen her zaman istatistiksel yaklaşımdan kötü sonuçlar üretmiştir. Kleinmuntz (1990) yakın dönemlerde özetlediği gibi çok değişkenli durumlarda insanlar yargılarında tutarsızdır ve bu tutarsızlık tahmin etkinliğini önemli ölçüde menfi olarak etkilemektedir. Klein Muntz ima etmiştir ki bazı dışsal faktörler eldeki modeli tamamen faydasız yaptığı zaman yargısal tahmin yalnızca bu durumlarda mümkün olabilmektedir. Yargısal zaman serileri tahmini alanında literatüre girmiş çalışmalar bu sahadaki araştırmacıları ve yargısal tahmin uygulayıcılarını her ikisinin ilgisini çeken dört soruya cevap vermelidir.

a- Literatür pratikte yargısal zaman serileri hakkında ne boyutta bir zemin sağlamaktadır?

b- Bu araştırma bize yargısal tahmin süreleri ve bu sürelerle bağlantılı eğilim ve güçleri konusunda ne söylemektedir?

c- Literatüre göre daha etkin yargısal tahminler nasıl elde edilebilir?

d- Bu sahada hangi yönde gelecek çalışmalar çabaları yönlendirilmelidir?⁵¹

e- Tahmincinin çıktıyla direkt bir alakası olabilir ve bundan dolayı tahminci bazı tahmin çıktılarını diğerlerine tercih edebilir.

⁵⁰ R. J. Corker, S. Holly, R. G. Elis, Uncertainty and Forecast Precision *International Journal of Forecasting*, vol. 2, s. 53-70

⁵¹ B. Kleinmuntz, Why We Still Use Our Heads Instead of Formulas: Toward an integrative approach, *Psychological Bulletin*, vol. 107, s. 296-310

f- Etkin tahminin elde edilmesi için bir motivasyon vardır. Bu motivasyon dolaylı ya da dolaysızdır.

g- Geçmiş performans üzerinde düzenli bir geri destek mevcut olabilir.

h- Tahmin grup içindeki bireylerin etkileşimlerinden elde edilebilir.

Bu konuları gözden geçirmek için literatürde yer almış yargılama için üç rolün tanımlanması mümkündür. Birincisi yargısal tahmin ediciler için yalnızca zaman serilerine dair bilgi vardır ki bu tahmin ediciler veri kalıp tabiatını belirtmesi ve daha sonra bu veri kalıbını geleceğe uyarılması istenebilir. İkinci rol genellikle bağlamsal bilgi ışığında bir istatistiksel zaman serileri tahmini ayarlamak için yargısal tahminin kullanımını içerir. Üçüncüsü yargısal tahmin edici zaman serileri ve bağlamsal bilgisinin her ikisine aynı zamanda ulaşma imkanı vardır ve kendisinden bu iki tip bilginin birleştirilmesiyle bir tahmin yapımının, istenmesi olabilir. Bilindiği gibi bazı durumlarda yargısal tahmin zaman serilerine ait bilgilerin olmadığı durumlarda yapılabilir. (Örneğin yeni bir ürün için satış tahminlerin yapılması)

Bunn ve Wright (1981) istatistiksel ve yargısal tahminlerin görece üstünlüğünü tartışmış olup bu iki tip tahmin arasındaki bireysel etkileşim için bir öneride bulunmuştur.⁵² Son yıllarda yargısal tahmin geniş çapta uygulanır olması yargısal tahmindeki etkinlik ve bu etkinlikteki iyileşmeler problemini gündeme getirmiştir. Poul Goodwin ve George Wright bir çalışmada yargısal tahminde istatistiksel modellere atıfta bulunarak ya da bulunmayarak ne gibi iyileştirmeler olabileceğini göstermiştir. Bu çalışmaya göre, yargısal zamanın tahmin görevi aşağıdaki karakterlerden bazılarını ya da çoğunu içermesidir:

- i - Zaman serisi ve bağlamsal bilginin her ikisinin mevcut olması
- ii- Zaman seri kalıbında sabitliğin kabulü için bir zemin

⁵² D. Bunn, G. Wright, Interaction of Judgmental and Statistical Forecasting: Issues and Analysis, *Management Science*, vol, s.501-518

olmayabilir. (Örneğin geçmiş zaman serisi kalıbının gelecekte devam edeceğine dair bir zaman yoktur.)

- iii - Tahmin üzerinde politik ve örgütsel etkilenmeler olabilir.⁵³
- iv - Tahmin yapıcının tahmini yapılan değişken üzerinde olabilir.
- v - Yapılan tahminin çevresel davranışları etkileyebilir.
- vi - Tahminci tahmini yapılan değişken üzerinde uzman olabilir.
- vii - Tahminin kendisi bizzat yargısal tahminciyle uyum içinde olabilir.⁵⁴

Tahmin konusundaki problem, çıktılar meydana gelmeden tahmindeki etkinliği etkinsizlikten ayırmaktır. Sürekli bir biçimde bir tahmin tekniğinin diğerlerinden üstün olduğunu belirtmeye çalışmak bu problemi daha karışık bir yapıya büründürür. Son aşama anlizada karar alıcılar ya da politika yapıcılarının anlamak ya da birbirleriyle bütünleşmek zorunda olduğu kısa dönem ötesi tahminlerle altbaşı giden belirsizliktir. İşte bu durumda objektif ya da sayısal tahmin tekniklerinin bu alanda fazla yapacağı bir şey olmadığından yargısal (sezinsel) tahmin kesinlikle bu durumda göz önünde tutulmalıdır. Daha önce bahsedildiği gibi pratik bir açıdan tam olarak ya sayısal veya yargısal metodlarla elde edilebilir. Her ikisi de yalın bir biçimde kullanımları halinde başarısızlıklara uğrar. Tahmine yakın sezinsel yaklaşım çok sayıda eğilimlerden dolayı başarısızlıklara uğrarken sayısal metodlar ise çevresel değişmeler durumunda problem yaratmaktadır. Her iki kategorinin en iyi bileşenlerinden oluşmuş yaklaşım objektif ve sezinsel yaklaşımların tek başına uygulanmasına kıyasla daha etkin tahminler vermektedir. Optimal bir sezinsel ve objektif tahminlerin bileşenin bulunması her iki yaklaşımının tek başına uygulandığında getireceği avantajları ve dezavantajları kavrayabilmekten geçer. Şayet örgütsel ya da çevresel

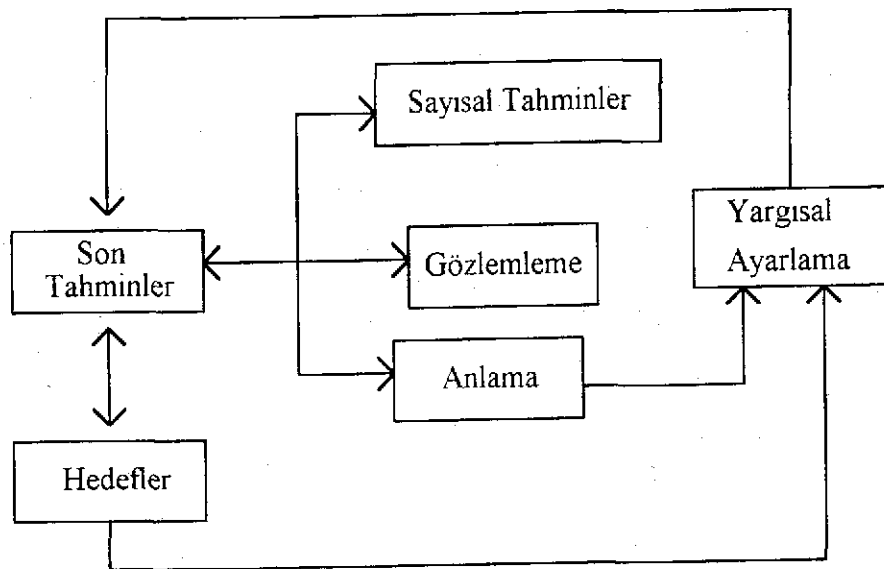
⁵³ P. Bromily, Do Forecasts Produced by Organizations Reflect Anchoring and Adjustment?, *Journal Forecasting*, vol. 6, s. 201-210

⁵⁴ P. Goodwin, G. Wright, Improving Judgmental Time Series Forecasting: A Review of The Guidance Provided by Research, *International Journal of Forecasting*, vol. 9, s. 147-161

faktörlerde büyük değişimler olmadığı sürece sayısal tahminlere güvenmeli ve bu değişmelerin beklendiği ortamda ise sezinsel ya da yargısal tahmin tekniklerine daha fazla ağırlık verilmelidir.

Buna karşın buradaki temel sorun, çevresel ya da örgütsel değişmelerin ne zaman olacağını tayin edilmesidir. İşte bu durum yalnızca tahmin teknik sisteminin yanısıra aynı zamanda iyi bir gözlemeleme sistemini gerektirir. Bu gözlemeleme sistemi yardımıyla dışsal çevresel dalgalanmaları veya rassal olmayan örgüt içi değişmeleri saptayabiliriz. Bu nedenle gözlemeleme sistemi tahmin yapımında sezgisel yada istatistiksel tekniklerin hangisinin hangi serilerde, nasıl uygulanacağını vurgulamayı işaret etmelidir. Bu bağlamda gözlemeleme sistemi tahmin sistemi içinde ilgili değişkenlerdeki değişme ve dalgalanmaları kontrol etmelidir. Şayet bu dalgalanmalar rassal olmayan bir eğilim sergiliyorlarsa sisteme gözlemeleme yoluyla müdahale edilmelidir.

Tahmin sistemi bünyesinde gözlemeleme sistemi ile sayısal teknikler aşağıdaki Şekil 21. de gösterildiği gibi bütünleşebilir.⁵⁵



Şekil 21. Gözlemeleme Sistemi İle Sayısal Teknikler Arasındaki İlişki.

⁵⁵ S. Makridakis vd., a.g.e., s. 863

Grafikte anlaşıldığı gibi istatistiksel modellerin belirlenmiş kalıplarda ya da ilişkilerde sistematik bir değişme olmadığı zaman kullanılması rasyoneldir. Bunun yanında rassal olmayan öğelerin tespiti durumunda tahmin sistemi içerisinde tahminin hazırlanmasında ya da çatisının oluşturulmasında yapısal duruma başvurulmalıdır. Son olarak sezinleme ve yargılama örgütsel başarımı büyük oranda etkilediğinden değişimin doğası ve süresi ile ilgilenmesi gerekmektedir. Gözlemsel sistem yoluyla tanımlanmış muhtemel değişim tiplerinde hangi tavırların alınması gerektiğini Makridakis S. Wheelwright aşağıdaki karar matrisi yardımıyla göstermektedir.⁵⁶

**Farklı Değişim Tipleri İçin Alınan Tavırların Fayda ve Maliyetleri
Sapma ve Değişim Çeşidi**

Alternatif eylem	Sistematik		
	Rassal (Kalıpta Değişim Yok)	Geçici	Sürekli
Eylem yok	Doğru Karar	Sistematik tavır takınmamanın gerçek ya da fırsat maliyeti; buradaki maliyet sistematik değişmeye bağlıdır.	Büyük fırsat ya da gerçek maliyet yaratabilir.
Geçici Sistematik	Planlama maliyeti muhtemel alternatif fırsat maliyeti yaratır.	Doğru tavır	Önemli fırsat ya da gerçek maliyetler oluşabilir.
Sürekli Sistematik	Büyük maliyetler ve stratejik hatalar doğurur.	Stratejik boyutlar içerir, fırsat maliyeti büyük olabilir.	Doğru Tavır

Yukarıda verilen karar metrisinde görüleceği gibi gözlem sistemi muhtemel rassal olmayan bir değişme alarm sinyalinin vermedikçe herhangi bir tavır alınma ihtiyacı hasıl olmamaktadır. Pratikte **gözleme**

⁵⁶ S. Makridakis vd., a.g.e., s. 864

sistemi (monitör) rassal olmayan hataları belirli bir güven aralığında oluşturur. Yargısal ya da sayısal tahmin tekniklerinin gücü ve zayıflığı genel yönetim tarafından iyi bir şekilde anlaşılmalı ve kabul edilmelidir. Tahminden sorumlu olan birim, bu alanda her iki metodların avantajlarından istifade ederken her birinin zayıflığından kaçınmasını bilecek kadar bilgili olmak zorundadır.

Bu karakterlerin çoğu yapılan araştırmalardan özellikle laboratuvara dayalı çalışmalardan yoksundur. Bilindiği gibi tahmincilere çalışmalarında üç tip bilgi mevcuttur. Bunlar (1) Zaman serisi bilgileri (2) Sınıflandırma bilgileri (Örneğin maliyet ve temsil eden seriler) (3) Bağlamsal bilgi (Örneğin bir şirketin finansal durumu, pazar payı vs.) zaman serisi ve sınıflandırmanın dışında kalan ve tahmincinin kullanabileceği herhangi bir bilgi kentsel bilgi kavramına girmektedir. Tahmincinin kullanılabileceği üç bilgi kaynağını kısaca belirtmekte yarar vardır.

7- 2- 1. Zaman Serilerine Ait Bilgi

Zaman serilerine ait bilgi sağlandığında tahminci genellikle tahmin üretebileceği birbirleriyle bağlantılı olan bir bilgi setine sahiptir. Verilen bir pratik durum için yalnızca zaman serilerine ait bilginin mevcut olduğu durumlarda aşağıdaki verilen koşulların en az birini veya daha fazlasını karşılamak zorundadır.

a- Yalnızca zaman serilerine ait bilgiyi kullanarak tahmin yapımı pratik bakımdan sadece bir seçenektir. Buna karşın tahmincinin kullanımına yönelik bağlamsal olmayan kaç tane gerçek durumun mevcut olduğu belirsizdir.

b- bağlamsal bilgi mevcut olsa dahi en fazla arzulanan seçenek katıksız bir biçimde zaman serilerine ait bilgi üzerinde tahmin yapımıdır. Buna karşın çoğu araştırmalar tahminde bağlamsal (contextual) bilgi kullanımının tahmin etkinliğini artırdığını göstermiştir.

c- çalışmalar bağlamsal bilginin de mevcut olduğu durumlar ve diğer pratik düşüncelerin başvurulduğu gerçek durumlarda zaman seri ayarlamalarını etkin bir biçimde yapmak zorundadır.

Bağlamsal bilginin mevcut olduğunda tanımlanmış kuristik ve eğilimler hala başvurulabilir diye bu çalışmalarda yardım almayan bir tahminci için zaman serisi ayarlamaları yargısal sürecin ayrılabilir bir parçasıdır.

d- Zaman seri ayarlamaları ve bağlamsal bilgiye dayalı ayarlamalar şekline dönüşen ayrıştırma görevini salık verme arzulanmalıdır.

7- 2- 2. Sınıflandırma Etkisi

Tahmin literatüründe zaman serileri ya da zaman serisini temsil eden Labeller olarak girmiş konular genellikle tahmini yapılan aylık maliyet ya da satışları temsil eden değişkenler olup bunun dışında başka bir bilgi verilmemiştir. Sınıflandırmanın öğrenme görev olasılığının belirtilmesinde kullanımı fonksiyonel biçim ve tabiatı ima eden bekleyişleri yaratır. Zaman serisiyle uğraşan bilim dalının tahmine konu teşkil eden değişkenin doğasını uygulayıcıdan farklı tarzda yorumlaması sınıflandırma etkisinin bir sonucudur.

7- 2- 3. Zaman Serileri ve Bağlamsal Bilgi

İşlemsel tahmin benzeşiminin bir yolu yapılacak değişiklik hakkında zaman serileri ve bağlamsal bilgi konularını vermektir. Buna karşın konu için verilen bilgi paketi işlemsel payda mevcut informal bilgi bazı ile aynı olmayabilir. Araştırma tarafından kullanılması düşünülen ön seçilmiş ipuçları ve verilen bilgi mükemmel bir biçimde güvenilir olmalıdır. Pratikte birbirleriyle çelişkili ve belirsiz muhtemelen büyük bir kısmının güvenilirliği az olan bilgi araştırmacı tarafından sınırlandırılmamış bir kaynak

aralığından seçilmek zorundadır. Bu yolla ilişkili olmaya ilaveten güvenilirlik ipuçları seçiminde ve yapısal tahminci görevini üstlenme bakımından düşünülmelidir. Tahminle ilişkili olmayan bilgi, yargılama durumunu ters olarak etkilediği yönünde bazı kanıtlar vardır.⁵⁷

Çoğu akademik çalışmaların ima ettiği insani yargı çok değişkenli durumlarda eksik olmasına rağmen tek değişkenli durumları ilgilendiren sonuçlar daha az aşağılayıcıdır. Bazıları tek değişkenli gerçek zaman serilerinde yargısal gözlemin faydasını ispatlamaya çalışmıştır.⁵⁸ Bazıları insani yargının sürekli bir biçimde pratik durumda geçerli olduğunu söylemişlerdir. Dolrymple⁵⁹ tahmin deneyimleri konusunda mutakabat edilen çoğu insanların pahalı istatistiksel yaklaşımlardan daha iyi yapabileceklerine inandıklarını açığa çıkarmıştır. Değişim tarafından karakterize olan bir dünyada yaşadığımızdan dolayı insanların zaman serilerindeki değişimi daha iyi kestirdikleri ve daha hızlı reaksiyonda bulunma yetileri olduğu hipotezi mantıklıdır. Marcus O' Connor ve William R. şu sorunun yanıtını bulmaya çalışmışlardır: Zaman serilerindeki değişimleri keşfetmede insansal yargılama istatistiksel yaklaşımlardan daha mı iyidir? Zaman serilerinde oluşan değişim karakterleri değişimi bulmada görece insansal yargılama faydasını etkiler mi?⁶⁰

Subjektif ya da teknolojik tahmin tekniklerine yöneltilmiş soru subjektif tahmin tekniklerinin gerçekten bir metodu temsil edip etmediği ya da onların basitçe uzmanların tahmin konusunda ne yapabileceklerinin açıklama girişiminden ibaret olup olmadığı sorusudur. Subjektif metodlara yöneltilmiş itirazlardan biri aynı subjektif metodun farklı uzmanlarca

⁵⁷ G. J. Gaeth, J. Shanteau, Reducing The Influence of Irrelevant Information on Experienced Decision Makers, *Organizational Behaviour and Human Performance*, vol. 33, s. 263-282.

⁵⁸ M. J. Lawrence, Edmundson vd., a.g.m., s. 30-32

⁵⁹ D. J. Dolrymple, Sales Forecasting Practices: Results of a USA Survey, *International Journal of Forecasting*, vol. 3, s.379-392

⁶⁰ O'Connor, M. J. Lawrence, An Examination of The Accuracy of The Judgmental Confidence Intervals in Time Series Forecasting, *Journal of Forecasting*, vol. 8, s. 141-155

kullanılması neticesinde üretilen tahminler kayda değer bir farklılık sergilemektedir. Bazen uzmanlar arasında görüş ayrılığı o kadar fazla olmaktadır ki sonuçlara anlamlı bir güvenliğin atfedilmesinin hayal edilmesi dahi güç olmaktadır. Subjektif metodlar kapsamındaki yer alan teknikleri üç ana başlık altında toplamak mümkündür.

7- 3. SUBJEKTİF DEĞERLENDİRME METODLARI (SUBJEKTİVE ASSESSMENT METHODS)

Bazan uygulamada öyle durumla yüz yüze gelinebilir ki sayısal tahmin tekniklerinin uygulanması söz konusu olmayabilir ve yönetim tahmin yapmak için tahmine ait bilgiye sahip olabilir. Böylesi durumlarda subjektif değerlendirmeyi yansıtan tahminler sık sık anlamlı bir yarar sağlar. Subjektif değerlendirme metodları içinde **yönetici jüri görüşleri** (the jury of executive opinion), birleşik satış gücü metodları - formal araştırmalar ve pazar araştırmalarına dayalı değerlendirmeler ve subjektif bireysel olasılıklı değerlendirme gibi yöntemler yer almaktadır. Bahsedilen metodların doğası gereği, bu metodların uygulanması neticesinde elde edilen sonuçların güvenilirliği tartışmalıdır. Bunun sonucu olarak bu metodlarla yapılan tahminler nokta tahmininden ziyade güven aralığı ya da çıktılar için bir aralık içerirler.

7- 3- 1. Yönetici Jüri Görüşleri(The Jury of Executive Opinion)

Yönetici jüri görüşleri, subjektif değerlendirme metodları içerisindeki en basit ve yaygın kullanım sahası olanıdır. Bu yöntemin en basit biçimi yöneticilerin bir masa etrafında toplanıp tahmine konu teşkil eden değişken için gerekli tahminlerin üretilmesidir. Bu metodun en büyük handikapı yöneticilerin birbirleriyle direkt temasta olmalarıdır. Yönetici değerlendirmelerine verilen ağırlık ise yöneticinin örgüt içinde oynadığı

role bağlıdır. Fakat yöneticilerden birinin tahminin sağlığı bakımından en iyi bilgiye sahip olması bu yöneticiye tahminin oluşturulmasında en fazla ağırlık verildiği anlamına da gelmez. Tahmin konusunda yönetici jüri görüşleri metodunun en belirgin avantajı tahminlerin üretilmesinin çok hızlı ve basitçe sağlanmasıdır.

7- 3- 2. Birleşik Satış Gücü Metodları

(Sales Force Composite Methods)

Birleşik satış gücü yaklaşımının özü, gelecekteki satışların ne olduğunu anlayabilmek için bireysel satış elemanları ve satış yönetim görüşlerinin elde edilmesinden ibarettir. Birleşik satış gücü metodu kendi içinde üç genel kategoriye ayrılmaktadır. Bunlar **ot kökü yaklaşımı** (grass roots approach) **satış yönetim tekniği** (Sales management technique) ve **dağıtıcı yaklaşımıdır**.

Ot kökü yaklaşımında tahmin süreci her satış elemanının kendi bölgesindeki gelecek için muhtemel tahminin yapılması için bilgi toplamayla işe başlar. Bu tahminler satış elemanı tarafından özel olarak yapılır. Satış elemanları kendilerinin bireysel subjektif değerlendirmelerini tamamladıktan sonra bu değerlendirmeler belli bir amaç için merkezde birleştirilir. Birleşik satış gücü yönetiminin en büyük avantajı pazar alanlarına en yakın uzmanlarca oluşturulan bilgileri kullanmasıdır. Birleşik satış gücü yönetiminin handikapı satış elemanlarının tahmin konusundaki subjektif değerlendirmelerinin ya çok karamsar ya da iyimser olmasından ileri gelmektedir. Satış elemanlarının çoğu kendi bölgelerindeki değişik mallara olan talep, ürün çizgisi gibi konularla ekonomik gidişat arasındaki ilintiden haberdar değildirler.

Ot kökü yaklaşımına alternatif olarak satış yönetim tekniği sıkça kullanılmaktadır. Satış yönetim tekniğinde uzmanlaşmış yönetici satış elemanlarının bilgisine başvurulur. Satış yönetim tekniğinin ot kökü

yaklaşımından farkı, satış elemanının subjektif değerlendirmeleri yerine yalnızca satış yöneticilerinin subjektif değerlendirilmesine yer vermesidir. Bu durum tahmin elde etme sürecini satış yönetim tekniği lehine hızlandırmaktadır.

Dağıtıcı yaklaşımı genellikle imalat endüstrisinde kullanılmaktadır ve ürünlerini bağımsız dağıtım kanalları ile tüketicilere dağıtmaktadır. Dağıtıcı yaklaşım yönetimi ile yapılan tahminler, bağımsız dağıtıcı kanallarının her bir ilin imalat sektörüne ait ürün kümesinin gelecekteki satış durumlara ait bilgilerin elde edilmesine dayanır. Bazen bu süreç bu yöntemi kullanan birimler tarafından gelecekteki satış tahminlerine ait bilginin elde edilebilmesi için başvurduğu dağıtıcılara daha önceki yapmış oldukları tahmin ile gerçek durum karşılaştırmaları yapar. Hatta, bir adım daha ileri giderek dağıtım kanallarına ait tahmin ve planların üretilmesinde yardımcı olur.

7- 3- 3. Pazar Araştırılmasına Dayalı Değerlendirmeler (Market Research-Based Assesments)

Jüri görüşleri ve birleşik satış gücü yöntemlerinin her ikisi de gelecekteki trendlerin elde edilmesi ve bu trendlerin gelecekteki belirli tahminlere dönüştürülmesine ilişkin bilginin toplanmasına dayanmaktadır. Faydalı uzman görüşlerine alternatif olan bu yöntem gelecekteki trendi ve ekonomik akitivite durumunu belirleyen insansal davranışlardan örneklem yapmaktır. Örneklem niyeti ile düzenli aralıklarla hazırlanmış çok sayıda araştırmalar vardır. Bunlardan önemli olanları techizat harcamaları ve dayanıklı tüketim harcamalarını gösteren yayınlanmış araştırmalardır. Yayınlanmış araştırmalara bir alternatif olarak tahminci, tüketicileri posta, telefon ya da kişisel görüşme yöntemleri ile de araştırılabilir. Bu metodun kullanımı araştırılması yapılacak kişi ya da şirket sayısına ve araştırma teferuatına bağlıdır. Tüketici tahminlerine yönelik bu doğruluğu

artırmak için her bir tüketici şirketlerindeki birden fazla kaynaktan bilgi edinmeye çalışır. Örneğin aynı şirketteki satın alma birimi kadar üretim yöneticisinin görüşüne başvurulabilir. Tahmin amacıyla yapılan pazar araştırması ne tür bir bilgiye ihtiyaç olduğu ve ihtiyaç duyulan bilginin doğruluğu önemlidir. Pazar araştırması çalışmalarında elde edilen bilgiler değerlendirilir ve bu bilgilerin alternatif kararlar için beklenen değeri tayin edilir.

Bu açıklamalar göstermektedir ki, pazar araştırması yöntemi yalnızca faydası maliyetini aştığında etkin olmaktadır.

7- 4. BİREYSEL SUBJEKTİF OLASILIKLI DEĞERLENDİRME YÖNTEMİ (Individual Subjective Probability Assessments)

Bireysel subjektif olasılıklı değerlendirme yöntemi, bireysel yargıları tahmin bünyesine taşıyan bir yöntemdir. Bu yöntem tahmin problemlerine farklı bir şekilde yaklaşmaktadır. Pazar araştırmasına dayalı değerlendirme yöntemleriyle elde edilen tahmin nokta tahmini şeklindedir. (Rassal değişkenin beklenen değeri) subjektif olasılık tahmini belirsiz olay için olasılık dağılımının tanımlanması gerekmektedir. Hakikaten pratikte herhangi bir değişken için yalnızca sonlu sayıda çıktı belirlenir ve yargısal değerlendirme bu çıktıların her birine ilişkin olasılıkların tahmin edilmesini içerir.

Orjinal karar analizi geliştiricilerden biri olan Robert Schlaifer, subjektif olasılıkların direkt yargısal değerlendirmesini aşağıdaki şekilde özetlemiştir:

a) Tahmini yapılacak değişken üzerinde bireysel olarak anlamlı bir etki yapacak belirsizlikler mümkün olduğunca ayrıştırılmalıdır. Karar alma çok sayıda belirsizliği içeren ilgili değişken için direkt bir şekilde olasılık dağılımını tayini için girişimde bulunmaktadır. Bunun yerine çok sayıda

belirsiz neticelerin yerine çok sayıda belirsiz neticelerin her biri için olasılık dağılımının tahmini ve bu tahminlerin karar analizinde kullanımına dayanır.

b) Belirsiz miktar çıktısı üzerinde önemli etkisi olan bireysel faktörlerin araştırılmasının bir avantajı tayin edilmiş olasılıkların unimodel ve düzgün (smooth) olmasıdır.

c) Dağılım, kümülatif fonksiyon üzerinde değişik noktalarda birkaç ayrı değerlendirmelerin yapılması bu noktaların çizimi ve daha sonra bu noktalara uygun bir eğrinin tayin edilmesi yoluyla oluşturulur.

d) Şayet yalnızca küçük bir olasılığı herhangi bir değere ya da faktör çıktısını vermek mümkünse karar alıcı, subjektif olasılığın doğruluğunu tarihsel sıklık durumuyla ilişkilendirerek ve olasılık değerlendirme kurallarını anlamak yoluyla ve olasılık dağılımının değişik şekillerinin uygulamasıyla artırabilir. Genellikle bu alanda yapılan çalışmalar göstermiştir ki, bireyler tahmini yapılan değişken hakkında çok şey bilseler dahi subjektif olasılık değerlendirme yapımında değerlemenin nasıl yapılacağı konusunda kılavuzluk hizmeti almadıkları sürece güçlük çekmektedirler.

Bundan dolayı subjektif değerlendirme yönteminde ilk adım bu değerlemeyi yapanları bilgilendirmektir.

Tahminin bir parçası olarak subjektif değerlendirme yönteminin eleştirisi alan yönü subjektif değerlemeyi yapan bireylerin tayini hususunda olmaktadır. Şöyle ki eğer tahminci firmanın içinde veya dışındaki bireylere yaptırmış olduğu tahminleri kullanmak durumuyla karşı karşıyaysa bu bireylerin olasılık değerlendirmelerinde veya çeşitli çıktılar konusunda iyimser veya kötümser olup olmadıklarının tespit edilmesi zorunludur.

Şirketlerin tüketici araştırmalarında tespit etmiş olduğu bazı avantajlar :

a) Tüketici araştırmalarının tüketicilerin satın almadaki motivasyonu ve düşüncesini daha iyi anlama imkanı sağlar.

b)Tüketici arařtırmaları řirketin ihtiya duyduėu bilgileri detaylarıyla birlikte elde etmesini saėlar.

c)Tüketici arařtırmaları tahmini yapılan deėiřkenin gemiř dneme ait verilerinin olmaması durumunda tahmin yapma zemini oluřturur. Pazar arařtırmaları yalnızca tketicilerin rnleri neden satın alıp almadıklarını arařtırmaz. stelik tketicilerin kim olduėu maml nasıl kullandıėı ve tketicilerin karar almalarında dřndkleri en nemli karakterlerin ne olduėunu aıklar.

7- 5. AIKLAYICI YNTEMLER

Yargısal tahminlerdeki aıklayıcı yntemler  ana bařlık altında toplanabilir.

7- 5- 1. Senaryo Geliřtirme Metodları

(Scenario Development Methods)

ok sayıda teknik, zdekselliėi taklit ederek (simulate) muhtemel geleceėi arařtırmak iin giriřimde bulunur. Senaryo yazma, oyun ya da rol alma ve bilim kurgu bu tekniklerden bazılarıdır.

Rol alma yntemi ya direkt olarak matematik ya da bireylerle matematiėi birleřtirerek aktr gibi etki ve tepki zincirini belirlemeye alıřır.

Rol almadaki bir zorluk bireysel oyuncuyu temsil eden řahıs ya da matematik modelin gerekliėi tam olarak yansıtamamasıdır.

Senaryo yazmaya benzer fakat daha fazla speklatif bir yaklařım ise bilim grubudur.

7- 5- 2. Delfi Yaklaşımı

Delfi yaklaşımı hiç şüpheye yer vermeksizin sayısal olmayan teknikler içerisinde en fazla kullanılanıdır. Bu yaklaşım grupta gerçekleşen konsensus'a dayanır. Bir başka anlatımla Delfi metodu tahmin konusunda çıktı olarak tek bir cevap üretmez. Bunun yerine göreceli olarak dar bir yelpaze içerisinde yer alan uzmanların mutabık olduğu görüş üretir. Delfi yaklaşımının hedefi, grup etkileşimini minimum düzeyde tutarak uzmanların gelecek tahminine baz teşkil eden güvenilir bir görüş birliğinin elde edilmesidir.

Delfi yaklaşımının uygulanması tahmini yapılmak istenen değişken ile ilişkilendirilmiş belirli sorulara cevap vermeyi arzu eden grubun varlığını gerektirmektedir. Fakat bu uzmanlar soruları tartışmak için bir araya gelmezler. Bunun yerine uzmanların yargılamaları sosyal baskı ve grup içi etkileşimlerden etkilenmesin diye birbirlerinden ayrı tutulurlar.

Delfi metodunda izlenmesi gereken adımlar aşağıdaki şekilde özetlenebilir :

1. Adım : Paneldeki uzmanlardan gelecek 20 yıl içinde kendilerinin kaçınılmaz olarak düşündükleri bilimsel gelişmeler ve buluşların belirlenen süre içinde elde edilmesi muhtemel olanlarının listelenmesi istenir.

2. Adım : Uzmanlara belirlenen 50 adet bilimsel buluş ve gelişme listesi gönderilir ve bu listedeki kalemleri % 50'şer olmak üzere biri uzun diğeri kısa dönemli olmak üzere 5'er yıllık süreye bölmeleri istenilir. ayrıca paneldeki uzmanlara görüşlerini genel kordinatörüne göndermeleri söylenir.

3. Adım : Listelerde yer alan kalemlerde çoğunluğun mutabık olduğu ve olmadığı durumlar uzmanlara bildirilir. Uzmanlara ayrıca yapmış olduğu tahminlerdeki anlamlı sapmaların nedeni de sorulur. Bunun bir sonucu olarak yapılmış olan tahminler yeniden gözden geçirilir.

4. Adım : Tahmin aralığını daha daraltmak için 3. adım tekrarlanır. Bu adımın sonunda listede yer alan kalemlerdeki tahminler gruplanır. Böylece bu yöntem süreci sonunda elde edilen bilgi sadece ne tür gelişmelerin olacağına dayanan uzman görüşü olmamakta aynı zamanda bu gelişmelerin ne zaman elde edileceğine dair bilgiyi de kapsamaktadır.

Delfi yaklaşımının uygulanmasında elde edilen bireysel cevaplardaki sosyal gizlilik durumu gruptaki dominant olan şahsın etkisini azaltır.

7- 5- 3. Çapraz Etki Matris Yaklaşımı (Cross-Impact Matrics)

Çapraz etki ya matris yaklaşımı senaryo yazma ve delfi metodunun her ikisiylede yakın ilişkisi kurulabilen bir tekniktir. Çapraz etki matris yaklaşımı muhtemel gelecekteki kalkınma setleri için iki çeşit veriyi açıklar. Bunlardan ilki gelecekte belirli bir zamanda oluşacak gelişmelerin her birine ait olasılıkları tahmin eder ikamesi ise potansiyel gelişmelerden herhangi birisinin oluşması durumunda diğer alternatiflerin meydana gelme ihtimalleri üzerindeki etkili olasılıklarını tayin eder. Genel olarak çapraz etki matrisinin oluşturulması ya subjektif değerlendirme yaklaşımı ya da Delfi gibi bir metodla olmaktadır. Çapraz etki matris tekniğinin amacı gelecekteki bireysel oluşumları ve bu oluşumların diğer gelişmelerle etkileşim olasılıklarını tayin ederki bu olasılıklar ya planlama için bir temel teşkil eder ya da planlamada kullanılan senaryolara girdi sağlar.

Çapraz etki matrisinde yer alan olasılıklar uzman görüşleri ya da subjektif değerlemelerin sayısal hale dönüştürülmüş şeklidir. Çapraz etki matris analizindeki aşamalar aşağıdaki biçimde özetlenebilir :

1) Etkileşimin yönü (metodu), etkileşimin gücü ve bir olayın diğeri üzerinde etki göstermesi için geçen zaman gecikmesi cinsinden ifade edilen tahmin setlerindeki bireysel kalemler arasındaki potansiyel etkileşimlerin tayini

2) Bir olayın rassal olarak seçimi ve bu olayın oluşması ya da oluşmamasının daha önce aynı olaya verilmiş olasılıklara göre karar verilmesi (similasyon)

3) Geriye kalan olaylara ait olasılığın 1. adımdaki tayin edilmiş etkileşimlere göre ayarlanması

4) Diğer bir durumun rassal olarak seçilmesi ve bu duruma ait oluşma ve oluşmama durumunun belirlenmesi (yeni bir olasılığın kullanılması)

5) Bu sürecin set içindeki muhtemel bileşen setinin tamamına karar verilmesine dek sürmesi

6) Tekrarlanan durumlarda olayın zaman yüzdesi bazında hesaplanabilir diye çapraz etki matrisinde değişiklikler yapılması

7) Bir ya da daha fazla olaylara ait başlangıç olasılıkların değiştirilmesi (2. adım ile 6. adım arasındaki süreçlerin tekrarlanması)

Bu prosedürün uygulanması yoluyla herbiri kesin olmayan çok sayıdaki farklı gelişmeler arasındaki etkileşimleri yeterince temsil eden olasılıklar seti geliştirilebilir.

7- 5- 4. Eğri Oluşturma (Curve Fitting)

Eğri oluşturma, genellikle sayısal bir tahmin tekniği olarak bilinmesine karşılık sayısal olmayan bir teknik olarak kullanılmasında mümkündür. Sayısal tahmin tekniği olarak kullanılmasında mümkündür. Sayısal tahmin tekniği olarak kullanıldığında eğri oluşturma zaman serisindeki temel trend bileşenini tahmin ediyordu. Bu tahmin genellikle serinin tarihsel gelişimindeki almış olduğu veri değerlerini kullanıyordu. Subjektif yaklaşım durumunda ise eğri oluşturmadaki zaman dilimi çok daha uzundur ve yalnızca az sayıda zaman noktası vardır ve az sayıdaki zaman noktasına dayanılarak sayısal tekniğin kullanılması etkin olmayan tahmin sonuçları verecektir.

Subjektif tahmin tekniđi olarak ok sayıda eđri biimi serinin tarihsel geliřimi iin kullanılabilir. En ok kullanılan formlardan birisi S eđrisidir. S eđrisi daha ziyade iřletmelerde rn yařam eđrisinin tahmininde kullanılır. matematiksel olarak ok sayıda farklı denklemler S eđrisini temsil etmek zere kullanılabilir. Bunlardan bazıları ařađıdaki gibi olabilir :

$$Y = e^{a - (b \cdot t)}$$

$$Y = Y = \frac{L}{1 + a e^{-bt}}$$

$$Y = (1 - a \cdot e^{bt})^3$$

Tekniksel yaklařım olarak eđri oluřturma da temel faktr dođru bir s eđrisinin seimine bađlıdır.

S eđrisinin dıřında ok sayıda fonksiyonların (rneđin ssel logaritmik, iki kez ssel v.b.) tekniksel bakımdan tahmin amalı kullanılması da mmkndr.

Eldeki mevcut verilere en uygun eđri biiminin belirlenmesi ve bu belirlenen eđrinin uygulanması neticesinde elde edilen tahminlerin dođruluđunun belirlenmesi bu tekniklere bařvurulmasının zorluklarını temsil etmektedirler.

7- 6. BENZERLİK METODLARI (ANALOGY METHODS)

Benzerlik metodları gelecekte muhtemelen meydana gelecek deđiřim ve geliřmeleri tahmin etmek iin verinin tarihsel kalıplarıyla mevcut durumun karřılařtırılması biiminde tanımlanır. ok sayıda benzeřtirme metodları vardır. Bunlar:

- a- Byme benzeřtirmeleri
- b- Tarihsel benzeřtirmeleri

c- Sosyal fiziktir.

7- 6- 1. Büyüme Benzeştirmeleri

Yapılan çoğu araştırmalar göstermiştir ki nüfus artış oranı biyolojik organizmayı temsil eden büyüme kalıbı ile benzer olma eğiliminde olduklarını göstermiştir. Benzeştirme yöntemleri, daha önce bahsedilen S eğrisinin nüfus artış kalıbının gidişatı ve istikrar noktalarının belirlenmesinde kullanılmaktadır.

7- 6- 2. Tarihsel Benzeşmeler

Benzeşmeler yaklaşımın en fazla sezgisel faktörün tahminde rol oynadığı yaklaşımlardır. Bilinmektedir ki, çoğu tahminler geçmişte neler olduğu baz alınarak yapılmaktadır. Bunlardan rasyonel düşünme, batıl inanç v.b. gibi yaklaşımlar insanlık tarihi kadar eskidir.

7- 6- 3. Sosyal Fizik

Fen bilimlerindeki yasalar bazen sosyal bilimlerde de geçerli olabilmektedir. Sosyal bilimlerdeki mevcut olan yasaların açığa çıkartılmasıyla çok sayıda özenli ve değerli tahminler yapılabilmektedir. Örneğin Marx'ın artı değer teorisi sosyal yasaları tanımlamada kullanılabilir. Şöyleki Marx'a göre sermayenin organik bileşimi yükseldiğinde kâr haddi düşer ve bu da işsizler ordusunu yaratır. İşsizler ordusunun sefaleti, sosyalist sistemin doğması için kaçınılmaz bir zemin oluşturur.

SEKİZİNCİ BÖLÜM

UYGULAMA

Bu bölümde üssel düzeltme yöntemlerinden olan basit üssel düzeltme iki kez üssel düzeltme, mevsimlik ve mevsimlik olmayan Holt-Winters yöntemleri mevsimlik niteliği olmayan zaman serilerine, GSMH, ithalat ve ihracat ve mevsimlik niteliği olan işsizlik ve tüketici fiyat indeks zaman serilerine uygulanmaktadır.

Her bir zaman serisine birden fazla üssel düzeltme yönteminin uygulanması neticesinde elde edilen tahmin değerleri etkinlik bakımından karşılaştırılacaktır. Bu çalışmada kullanılan etkinlik ölçütü örneklem içi tahminlere dayanmaktadır.

Yine bu çalışmada birden fazla tahmin doğruluğunu ölçmeye yarayan çok sayıdaki kriterlerden hata kareler toplamı (S. S. E) kullanılacaktır. Bilinmektedir ki, çoğu durumlarda tahmin doğruluğunda meydana gelen küçük bir artış ekonomik açıdan büyük tasarruflar yaratmaktadır. Bundan dolayıdır ki tahmin tekniklerini uygularken hangisinin başarılı hangisinin başarısız olduğunu tayin etmekten ziyade önemli olan husus farklı tahmin tekniklerinin uygulanmasını anlamak ve bu tekniklerin farklı durumlara uygulanmasında rasyonel seçimlerin yapılması için gerekli olan bilginin tahminciye nasıl sağlanacağını araştırmaktır. Kaynakların kıt olduğu dünyamızda optimum bir kaynak dağılımının gerçekleşmesinde tahmin tekniklerinin rolü yadsınamaz. Şöyle ki, ekonomide hangi malların ne kadar ve ne zaman üretilmesi gerektiğini saptamada tahmin tekniklerinden istifade edilmektedir.

8- 1. DÜZELTME METODLARI

8.1.1. Mevsimlik Olmayan Üssel Düzeltme Yöntemleri

Mevsemlik niteliği taşımayan ithalat, ihracat ve GSMH zaman serilerine mevsimlik olmayan üssel düzeltme yöntemleri uygulanmıştır.

8.1.1.1. GSMH Zaman Serisi

1968 - 1994 yılları arasında (1987 sabit fiyatlarına göre düzenlenmiş) yıllık GSMH zaman serisi kullanılmaktadır.

8.1.1.1.1. Basit Üssel Düzeltme Metodu

GSMH zaman serisini analiz etmek için yapılacak ilk iş grafiğini çizmektir. Ek 1'de bu seriye ait grafiksel gösterim incelendiğinde serinin durağan olmayan bir yapı sergilediği gözükmemektedir. Bir başka anlatımla bu seride istatistiksel bir denge bulunmamaktadır.

Basit üssel düzeltmenin üstünlüğü diğer üssel düzeltme tekniklerinden minimum düzeyde bir verinin tekniğinin uygulanması için yeterli oluşudur. Bu durum ise çok sayıda kalemlere ait tahminlerinin istenildiği durumlarda elverişlidir. Basit üssel düzeltme yöntemi matematiksel olarak $F_{t+1} = \alpha X_t + (1 - \alpha) F_t$ şeklinde ifade edilmiştir. Basit üssel düzeltme yönteminde 0 ile 1 arasında değer alabilen α parametresi için deneme yanılma yöntemiyle öyle bir değer verilmelidir ki, hata kareler toplamı minimum olarak gerçekleşsin. Bu uygulamada serinin başlangıç değeri $F_1 = X_{11}$ olarak alınmıştır. Denklemindeki F_{t+1} bir ön dönem tahmin değerini, X_t ise şimdiki dönem gözlem değerinin ifade etmektedir.

Yukarda verilen denklemindeki düzeltme parametresine (α) 0 ile 1.0 arasında deęerler verilerek GSMH zaman serisi için ařaęıdaki hata kareler toplamı elde edilmiřtir :

α	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
S.S.E	6743.1	3352.4	2020.2	1387.7	1042.5	836.6	706.9	623.04	536

Hesaplamalardan açıkça görölmektedir ki düzeltme katsayısı (α) nın almıř olduęu deęer arttıkça hata kareler toplamı azalmaktadır. Bu da seride kuvvetli bir trend bileřenin olduğunu ima etmektedir ki basit üssel düzeltme yönteminin bu durumda uygulanması mümkün olmamaktadır.

8.1.1.1.2. İki Kez Üssel Düzeltme Yöntemi

Basit hareketli ortalamadan basit üssel düzeltme yöntemine geçildięi gibi aynı şekilde doğrusal hareketli ortalamadan iki kez üssel düzeltme yöntemine geçmek mümkündür. İki kez üssel düzeltme yöntemini incelenen seride trend faktörünün mevcut olması durumunda başarılı olmaktadır. Matematiksel olarak iki kez hareketli ortalama :

$$S_t^I = \alpha X_t + (1 - \alpha) S_{t-1}^I$$

$$S_t^{II} = \alpha S_t^I + (1 - \alpha) S_{t-1}^{II}$$

Buradaki S_t^I basit üssel düzeltme S_t^{II} iki kez üssel düzeltme deęerleridir. İki kez hareketli ortalama tahmin :

$$F_{t-m} = a_t + b_t m$$

$$a = S_t^I + (S_t^I - S_t^{II}) = 2S_t^I - S_t^{II}$$

$$b = \frac{\alpha}{\alpha - 1} (S_t^I - S_t^{II})$$

şeklinde gösterilmektedir. İki kez üssel düzeltme yöntemi ile seride mevcut trend bileşeni tahmin fonksiyonuna taşınmaktadır. GSMH serisine iki kez üssel düzeltme yöntemini uyguladığımızda hata kareler toplamı (219.16), düzeltme parametresinin 0,412 olduğu durumda minimum olmaktadır. α düzeltme parametresine optimal değerin (0,412) üstünde değerler verilmesi durumunda hata kareler toplamı yükselmektedir. Bu ise serideki hataların rassal olarak dağıldığını ve bu metodun GSMH için uygun olduğunu göstermektedir. İki kez hareketli ortalama yöntemiyle elde edilen tahmin değerleri aşağıda verilmektedir :

**Tablo 4 - 1: GSMH Tahmin Değerleri
(1985 - 1993)**

m	t	X_t	X_t	$(X_t - X_t)$
1	1985	65.1	63.28	1.82
2	1986	70.03	66.90	3.13
3	1987	76.1	71.89	4.21
4	1988	77.1	78.23	-1.13
5	1989	78.8	80.91	-2.11
6	1990	86.1	82.64	3.46
7	1991	96.5	88.58	7.92
8	1992	91.6	98.79	-7.18
9	1993	97.2	97.89	-0.69

8.1.1.1.3. Mevsimlik Olmayan Holt-Winters Yöntemi

İki kez hareketli ortalama serideki trend bileşenini direkt olarak tahmin fonksiyonuna taşımaktaydı. Fakat mevsimlik olmayan Holt - Winters yönteminin de serideki trend bileşeni ayrı olarak düzeltilmektedir. Trend bileşeninin bu şekilde düzeltme imkanının oluşması trendi düzelten parametrelere farklı değerler vermek imkan dahilindedir. Holt - Winters yönteminin de 0 ile 1.0 arasında değer olan iki tane düzeltme parametresi yer almaktadır. Bu yöntem matematiksel olarak aşağıdaki biçimde ifade edilmektedir :

$$S_t = \alpha X_t + (1 - \alpha) (S_{t-1} + b_{t-1}),$$

$$b_t = \beta (S_t - S_{t-1}) + (1 - \beta) b_{t-1},$$

$$F_{t-m} = S_t + b_t m$$

Mevsimlik olmayan Holt-Winters yönteminin GSMH milli hasıla zaman serisine uygulandığında hata kareler toplamını minimum yapan α ve β parametre değerleri sırasıyla 0,79, 0,13'dür. Seriyi düzelten α ve β parametre 0,79 ve 0,13 değerlerini aldığı hata kareler toplamı 215,14 olmaktadır. α ve β düzeltme parametrelerinin optimal değerlerin üstünde değerler verildiğinde hata kareler toplamı artmaktadır :

Örneğin

$$\left. \begin{array}{l} \alpha = 0,85 \\ \beta = 0,25 \end{array} \right\} SSE = 225,03$$

$$\left. \begin{array}{l} \alpha = 0,4 \\ \beta = 0,1 \end{array} \right\} SSE = 301,94$$

Bu yöntemin GSMH serisi için ne ölçüde uygun olduğunu anlamak için tahmin hata otokorelasyonlarının incelenmesi gerekmektedir. Örneklem içi hata otokorelasyonların GSMH serisi için incelendiğinde rassal olarak dağıldığı görüldüğünden bu yöntem GSMH serisi için uygun bir metottur.

Bu Yöntemle Elde Edilen G.S.M.H. Değerleri (1985-1994)

m	t	X_t	X_t	$(X_t - X_t)$
1	1985	65.1	63.72	1.38
2	1986	70.03	66.92	3.11
3	1987	76.1	71.78	4.38
4	1988	77.1	77.97	-0.87
5	1989	78.8	80.06	-1.26
6	1990	86.1	81.70	4.4
7	1991	96.5	88.27	8.23
8	1992	91.6	98.71	-7.11
9	1993	97.2	96.30	0.9

8.1.1.2. İthalat (Değer) Zaman Serisi

1958 - 1994 yılları arasında yıllık ithalat zaman seri verileri kullanılmaktadır.

8.1.1.2.1. Basit Üssel Düzeltme Yöntemi

Basit üssel düzeltme yöntemini ithalat verilerine uygulamadan önce ithalat zaman serisinin grafiğinin çizilmesi serinin analizi açısından gereklidir.

Ek 1'deki ithalat serisi grafiğinde görüldüğü gibi ithalat serisi durağan bir yapı sergilememektedir. Basit üssel düzeltme parametresine deneme yanılma yöntemiyle değerler verildiğinde düzeltme parametresinin (α) 0,86 değerini alması durumunda hata kareler toplamı minimum olmaktadır. $1.56(10)^{14}$ Düzeltme parametresinin (α) 0 ile 1.0 arasında değerler alması durumundaki hata kareler toplamı aşağıda verilmiştir:

α	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
SSE	$1.24(10)^{13}$	$5.9(10)^{14}$	$3.6(10)^{14}$	$2.57(10)^{14}$	$2.05(10)^{14}$	$1.77(10)^{14}$	$1.63(10)^{14}$	$1.57(10)^{14}$	$1.56(10)^{14}$

Basit üssel düzeltme metodu bu seri için uygun değildir. Bir başka deyişle seride meydana gelen değişmelerin büyük bir kısmı gerçek değişmelerdir.

8.1.1.2.2. İki Kez Üssel Düzeltme

İki kez üssel düzeltme yöntemini ithalat serisine uyguladığımızda seri içinde muhtemelen mevcut olan trend bileşenin tahmin fonksiyonuna taşınması mümkün olmaktadır. İki kez üssel düzeltme yönteminin ithalat serisi için hata kareler toplamının minimum düzeyde oluşması düzeltme parametresinin (α) 0,29 değerini alması durumunda gerçekleşmektedir. İthalat serisi için düzeltme parametresinin $\alpha = 0,236$ olduğunda hata kareler toplamı $1,17(10)^{14}$ olmaktadır. Düzeltme faktörünün yüksek değerler alması durumunda hata kareler toplamı yükselmektedir.

Örneğin:

$$\alpha = 0,4 \quad \alpha = 0,6$$

$$SSE = 1.26(10)^{14} \quad SSE = 1.67(10)^{14}$$

Bu durumda iki kez üssel düzeltme yöntemi ithalat serisi için uygun olduğunu söyleyebiliriz.

İki kez üssel düzeltme yönteminin ithalat serisi 1990 - 1994 yıllarına ait tahmin değerleri aşağıdaki tablo ile gösterilmiştir :

İthalat Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1990	22303260	16357139	5946121
2	1991	21047236	20831102	216134
3	1992	22871588	22418542	453046
4	1993	29428428	24166374	5262054
5	1994	23270984	28820604	-5549620

8.1.1.2.3. Mevsimlik Olmayan Holt - Winters Üssel Düzeltme Yöntemi

Bilindiği gibi Holt - Winters üssel düzeltme yönteminde iki tane düzeltme parametresi yer almaktaydı. Bu yöntemi ithalat serisine uygulanması durumunda hata kareler toplamını minimum yapan düzeltme parametre (α , β) değerleri sırasıyla 0.37, 0.34 olmaktadır. Düzeltme parametrelerinin verilen bu değerler için hata kareler toplamı $1.14(10)^{14}$ olmaktadır. Bu yöntemle elde edilen hatalar rassal olarak dağıldığından dolayı bu yöntem ithalat serisi için kullanılabilir.

Holt - Winters üssel düzeltme yöntemi ile elde edilen (1990 - 1994) yıllarına ait tahminler aşağıdaki tablo da verilmiştir :

İthalat Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1990	22303260	16390730	5912530
2	1991	21047236	20368858	678378
3	1992	22871588	22496058	375530
4	1993	29428428	24558448	4889980
5	1994	23270984	28896426	-5625442

8.1.1.3. İhracat (Değer) Zaman Serisi İndeksi

1958-1994 yılları arasında yıllık ihracat zaman serisine üssel düzeltme yöntemleri uygulanmaktadır.

8.1.1.3.1. Basit Üssel Düzeltme Yöntemi

İhracat zaman serisi verileri Ek 1'deki grafikte görüldüğü gibi durağan bir yapı sergilememektedir.

İhracat zaman serisinin incelenmesi durumunda seride kuvvetli bir trendin olduğu gözükmemektedir.

Basit üssel düzeltme yönteminin düzeltme parametresinin 0 ile 1.0 arasında aldığı değerler ve bu değerlere karşılık gelen hata kareler toplamı aşağıda verilmektedir :

α	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
SSE	$5.42(10)^{14}$	$2.46(10)^{14}$	$1.386(10)^{14}$	$9.01(10)^{13}$	$6.51(10)^{13}$	$5.07(10)^{13}$	$4.19(10)^{13}$	$3.61(10)^{13}$	$3.34(10)^{13}$

Düzeltilme parametresinin almış olduğu değerler arttıkça hata kareler toplamının azalması seride kuvvetli bir trendin mevcudiyetini gösterir. İhracat zaman serisinin örneklem içi otokorelasyon değerleri incelendiğinde rassal dağılmadığı görüldüğünden basit üssel düzeltme yöntemi ihracat zaman serisi için uygun değildir.

8.1.1.3.2. İki Kez Üssel Düzeltme

Serideki trend faktörünü tahmin fonksiyonlarında dikkate alan bu yöntem ihracat zaman serisine uygulandığında hata kareler toplamını minimum yapan düzeltme parametre değeri 0,41 olarak hesaplanmıştır.

$\alpha = 0,41$ için hata kareler toplamı $1.51(10)^{13}$ bulunmuştur. İki kez üssel düzeltme faktörünün optimal değerinin altında ve üstünde değerler verildiğinde hesaplanan hata kareler toplamı $1.51(10)^{13}$ den büyük olması bu yöntemin ihracat miktar indeks serisi için uygun olduğunu ve örneklem içi hataların rassal dağıldığını göstermektedir.

İki kez üssel düzeltme yöntemiyle hesaplanan (1990 - 1994) yıllarına ait tahmin değerleri aşağıdaki tabloda verilmektedir:

İhracat Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1990	12959288	12848688	110600
2	1991	13593256	13911603	-318347
3	1992	14715687	14636787	78900
4	1993	15345547	15637379	-291832
5	1994	18106520	16343188	1763332

8.1.1.3.3. Mevsimlik Olmayan Holt-Winters Yöntemi

Serideki trend bileşeni tahmin fonksiyonuna ayrı bir denklem yardımıyla taşıyan bu yöntemde yer alan α ve β düzeltme parametre değerleri sırasıyla 0.39 ve 0.49 değerlerini aldığı zaman ihracat zaman serisine ait hata kareler toplamı minimum olarak hesaplanmıştır. Bu yöntemle elde edilen (1990 - 1994) yıllarına ait tahmin değerleri aşağıdaki tabloda verilmiştir:

İhracat Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1990	12959288	13022260	-62972
2	1991	13593256	14078903	-485647
3	1992	14715687	14877896	-162209
4	1993	15345547	15772031	-426484
5	1994	18106520	16481598	1624922

8.1.2. Mevsimlik Üssel Düzeltme Yöntemleri

Mevsimlik olan düzeltme yöntemleri mevsimlik özellik taşıyan işsizlik zaman serisi ve Tüketici Fiyat İndeksi (TFİ)'ne mevsimlik Holt - Winters yöntemi uygulanmıştır.

8.1.2.1. İşsizlik Zaman Serisi

8.1.2.1.1. Holt - Winters'in Toplamlı Mevsimlik Yöntemi (Additive Seasonal)

Şu ana kadar uyguladığımız üssel düzeltme yöntemleri durağan ve durağan olmayan serilere uygulanmaktaydı. fakat bazen incelenen seri mevsimlik niteliği taşımakta olup sağlıklı bir tahmin fonksiyonunun oluşturulabilmesi için serideki mevsimlik faktörü tahmin fonksiyonu tarafından içermelidir.

Holt - Winters metodu üç tane üssel düzeltme denklemi üzerine oturmaktadır.

Bunlar :

$$S_t = \alpha \frac{X_t}{I_{t-L}} + (1 - \alpha)(S_{t-1} + b_{t-1})$$

Trend Düzeltmesi :

$$b_t = \gamma (S_t - S_{t-1}) + (1 - \gamma) b_{t-1}$$

Mevsimlik Düzeltme

$$I_t = \beta \frac{X_t}{S_t} + (1 - \beta) I_{t-L}$$

$$\text{tahmin } I_{t-m} = (S_t + b_{t,m}) I_{t-L-m}$$

denklemdaki L serideki mevsimlik faktörünün uzunluğunu, I ise mevsimlik düzeltme faktörünü göstermektedir.

Holt - Winters'in toplamli mevsimlik yöntemini 1986-1991 dönem arasındaki aylık olarak verilmiş işsizlik serisine uygularsak hata kareler toplamının en küçük olduğu durumda tahmin fonksiyonunun içerdiği düzeltme parametrelerinin değeri (α , β , γ) sırasıyla 0.01, 0.9 ve 0.11 olmaktadır.

Tahmin fonksiyon parametresi bu değerleri aldığıında hata kareler toplamı $1,66(10)^{10}$ olarak hesaplanmıştır.

Örnekleme içi otokorelasyon fonksiyonu herhangi bir şekil vermemektedir. Dolayısıyla bu yöntem uygundur.

Toplamli mevsimlik düzeltme metodu ile 1990 - 1991 dönemlerine ait aylık tahminler aşağıdaki gibidir:

İşsizlik Zaman Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1991.1	881408	881489.3	-81.4
2	1991.2	872095	869336.1	2758.9
3	1991.3	874874	876254.9	-1380.9
4	1991.4	887115	866871.5	20243.5
5	1991.5	875316	875229.1	806.9
6	1991.6	855407	861016.8	-5609.8
7	1991.7	841946	840348.2	1597.8
8	1991.8	847507	838077.6	9429.4
9	1991.9	861993	842622.0	19371
10	1991.10	848092	851120.2	-3028.2
11	1991.11	836820	833989	2831
12	1991.12	825567	828285.6	-2718.6

8.1.2.1.2. Holt - Winters'in Çarpımlı Mevsimlik Yöntemi

Holt - Winters yöntemi mevsimlik ayarlama faktörünün çarpımsal olması durumunda ise tahmin fonksiyon parametreleri α , β , γ sırasıyla 0.92, 0.1 ve 0.01 değerlerini aldığı anda hata kareler toplamı $1,67(10)^{10}$ en küçük değerini almaktadır.

Çarpımsal Holt - Winters yönteminin işsizlik zaman serisine uygulandığında 1990-1991 yıllarına ait tahmin değerleri ve mevsimlik ayarlama faktörü aşağıdaki gibidir :

İşsizlik Zaman Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X_t	$(X_t - X_t)$
1	1991.1	881408	885259.9	-3851.9
2	1991.2	872095	869876.9	2218.1
3	1991.3	874874	873674.9	1199.1
4	1991.4	887115	866452.4	20662.6
5	1991.5	875316	875890.0	-574
6	1991.6	855407	861596.0	-6189
7	1991.7	841946	840997.3	948.7
8	1991.8	847507	837125.1	10381.9
9	1991.9	861993	842243.4	19749.6
10	1991.10	848092	851541.6	-3449.6
11	1991.11	836820	834763.4	2056.6
12	1991.12	825567	828043.4	-2476.4

Örnekleme içi hatalar rassal olarak doğrudan bu yöntem uygulanabilir.

8.1.2.2. Tüketici Fiyat İndeks Zaman Serisi

1989 - 1994 yılları arasındaki aylık tüketici fiyat indeks serisi kullanılmıştır. (1987 = 100)

8.1.2.2.1. Holt - Winters'in Toplamlı Mevsimlik Yöntemi

Holt - Winters'in toplamlı mevsimlik metodu TFI siresine uyguladımızda hata kareler toplamını en küçük yapan parametre değerleri (α , β , γ) sırasıyla 0.87, 0.2 ve 0.01 olarak hesaplanmıştır. Hata kareler

toplamı ise 955603.8 olarak hesaplanmıştır. Holt - Winters'in toplamı mevsimlik yöntemi ile elde edilen 1994 yılına ait aylık tahminler aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tüketici Fiyat İndeksi Zaman Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1994.1	2837	2627.38	209.62
2	1994.2	3007	2951.64	55.36
3	1994.3	3163.3	3132.9	30.4
4	1994.4	3944.8	3402.3	542.5
5	1994.5	4337.4	4116.9	220.5
6	1994.6	4377	4563.4	-186.4
7	1994.7	4452.6	4580.5	-127.9
8	1994.8	4543.1	4637.3	-94.2
9	1994.9	4868.3	4775.7	92.6
10	1994.10	5330.4	5150.4	180
11	1994.11	5761.9	5634.52	127.38
12	1994.12	6127	6060.28	66.72

8.1.2.2.2. Holt -Winters'in Çarpımlı Mevsimlik Metodu

Serideki bileşenlerin çarpımlı olması durumunda bu yöntemin kullanılması rasyonel olacaktır. Serideki bileşenlerin çarpımlı olup olmadıkları dağılma grafiğinden anlaşılabilir. Eğer biz bu yöntemi TFI serisine uygularsak hata kareler toplamını 77837684 olarak elde ederiz. Hata kareler toplamını minimum eden parametre değerleri ise (α, β, γ) sırasıyla 0.06, 0.86 ve 0.05'dir. Holt - Winters'in çarpımlı mevsimlik

yöntemi ile elde edilen 1994 yılına ait aylık tahmin değerleri aşağıdaki tablodaki gibi hesaplanmıştır.

Tüketici Fiyat İndeksi Zaman Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1994.1	2837	2244.8	592.2
2	1994.2	3007	1552.5	1454.5
3	1994.3	3163.3	4190.9	-1027.6
4	1994.4	3944.8	2743.7	1201.1
5	1994.5	4337.4	2359.7	1977.7
6	1994.6	4377	2255.8	2121.2
7	1994.7	4452.6	2325.8	2126.8
8	1994.8	4543.1	2542	2001.1
9	1994.9	4868.3	2944.6	1923.7
10	1994.10	5330.4	3454	1876.4
11	1994.11	5761.9	3996.9	1765
12	1994.12	6127	4519.3	1607.7

8.2. AYRIŞTIRMA (TREND) ANALİZİ

8.2.1. Mevsimlik Olmayan Zaman Serileri

Mevsimlik olmayan ithalat, ihracat ve GSMH zaman serilerine trend analizi uygulanmıştır.

8.2.1.1. İthalat Zaman Serisi

Basit regrasyon denkleminde bağımsız değişken olarak zamanın yer alması durumu zaman serileri olarak adlandırılır. Şimdi biz bunu ithalat verileri için basit regrasyon denklemini en küçük kareler yöntemiyle tahmin edelim:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t \quad Y_t = \text{Yıllık ithalat miktarı}$$

$$Y'_t = \beta'_0 + \beta'_1 X_t + e_t \quad X_t = \text{Zaman, } e_t = \text{Hata}$$

Yukarıda oluşturulan bu modelin parametrelerini elde etmek için en küçük kareler yöntemini (veri setinden 1958 - 1994 yılları arasındaki 37 tane veri kullanıyoruz.) uyguladığımızda aşağıdaki denklemi elde ederiz:

$$Y'_t = -5445450.6 + 675439.07 X_t + e'_t$$

Tahmin etmiş olduğumuz basit doğrusal regrasyon denklemlerine göre bağımsız değişkenden meydana gelen bir yıllık artış ithalatı 675439.07 birim artıracaktır. Tahmin edilen regrasyon denklem parametrelerine ne kadar güvenebiliriz? Açıklama katsayısı nedir? Başka bir ifadeyle bağımlı değişkende ki değişmelerin yüzde kaçını bağımsız değişkenlerdeki değişmelerle açıklanmaktadır? Bu gibi sorulara cevap verebilmek için model parametrelerin istatistiki teste tabi tutulması gerekmektedir. β'_0 ve β'_1 parametrelerinin sayısal değerlerinin istatistiksel bakımdan anlamlı olup olmadığını anlayabilmek için t testinin uygulandığını biliyoruz.

İthalat zaman serisine ait tahmin etmiş olduğumuz regrasyon denklemi için hesaplanan t değeri aşağıdaki gibidir:

$$t_1 = \frac{\beta_1 - \beta'_1}{SE(\beta'_1)} = \frac{675439.07}{52900} = 12.8$$

İthalat serisi için regrasyon denkleminin β_1 parametresine ait hesaplanan t değeri % 5 anlamlılık düzeyinde tablo değerleri ile

karşılaştırılmak suretiyle istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıklarına karar verilir.

$t_{2(37-2)}$ için tablo değeri, hesaplanan değerden küçük olduğundan regrasyon denklem parametresi (β'_1) istatistiksel olarak anlamlıdır. Bir başka deyişle, (β'_1) parametresi sıfırdan farklıdır.

En küçük kareler yöntemiyle tahmin etmiş olduğumuz ithalat regrasyon denklemi için açıklama katsayısının hesaplanması bağımlı değişkende meydana gelen değişmelerin yüzde kaçının bağımsız değişkende meydana gelen değişmelerle açıklandığını tespit etme bakımından önemlidir. İthalat serisi için tahmin edilen regrasyon denklemine ait açıklama katsayısı (R^2) = 0.8 dir.

Yani, ithalatta meydana gelen değişmelerin % 80'i bağımsız değişkenlerde meydana gelen değişmelerle açıklanabilir. Açıklama katsayısının yüksek olması arzulanan bir durumdur. β'_1 parametresini istatistiksel bakımdan test ettikten sonra regrasyon denklemindeki regrasyon sabitini de içerecek bir biçimde teste tabi tutmamız gerekmektedir. Çünkü, ancak bu şekilde regrasyon denklemlerinin istatistiksel bakımdan anlamlı olup olmadığını anlayabiliriz. Bunu yapmak için F testini uygulamamız gerekmektedir. Tahmin edilen ithalat regrasyon denklemi için oluşturulan varyans analiz tablosu aşağıdadır:

İthalat serisine ait tahmin edilen regrasyon denklemi varyans analiz tablosu:

Değişimin kaynağı	Kareler toplamı	DF.	M.S.E.
Regrasyondan dolayı	$1.92(10)^{15}$	1	$1.92(10)^{15}$
Hata	$4.13(10)^{14}$	35	$1.18(10)^{13}$
Toplam	$2.33(10)^{15}$	36	

$$F_{\text{hesaplanan}} = \frac{1.92(10)^{15} / 1}{4.13(10)^{14} / 35} = 163$$

Basit doğrusal model içerisinde kaldığımız sürece, başlangıçtaki hareket noktamız, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin hep birlikte test edilmesi gerekmektedir. Bir başka deyişle, regresyon katsayılarının birlikte test edilmesi demek başlangıçta ortaya konmuş olan değişkenler arasındaki doğrusallık varsayımının geçerli olup olmadığının test edilmesidir. Yukarıda hesaplanan ithalat serisine ait regresyon denklemi için F değeri %95 güvenirlilik düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani başlangıçta ortaya koyduğumuz değişkenler arasındaki doğrusallık varsayımı geçerlidir.

İthalat serisine ait tahmin etmiş olduğumuz regresyon denklemi için hesaplanan Durbin-Watson istatistik değeri $DW(\text{İthalat})=0.34$, olarak hesaplanmıştır. %5 güvenirlilik düzeyinde hataların otokorelasyon içerdiği görülmüştür. Yani regresyon tarafından içerilmeyen kalıntılar rassal olarak dağılmamıştır.

8.2.1.2. İhracat

1958 - 1994 yılları arasındaki yıllık ihracat zaman serisine en küçük kareler yöntemini uygularsak aşağıdaki regresyon denklemini tahmin ederiz.

$$Y'_t = -3797594 + 440888.53 X_t + e_t$$

Yukarıdaki tahmin edilen regresyon denklemindeki β'_1 yorumu şöyle yapılabilir: Zamanda meydana gelen bir yıllık artış ihracatı 440888.53 birim artıracaktır. İhracat serisine ait tahmin edilen regresyon parametresi (β'_1) için hesaplanan t değeri 11.8 dir. % 5 güvenirlilikte (β'_1) parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır. Tahmin edilen regresyon denklemi için açıklama katsayısı (R^2) 0.84 olarak hesaplanmıştır.

Tahmin edilen ihracat regrasyon denkleminin istatistiksel olarak başarılı olup olmadığını anlamak için varyans analiz tablosunu oluşturarak F testini uyguluyoruz. Tahmin edilen ihracat serisi için varyans analiz tablosu aşağıdaki gibidir.

Değişimin kaynağı	Kareler toplamı	DF.	M.S.E.
Regrasyondan dolayı	8.199(10) ¹⁴	1	8.199(10) ¹⁴
Hata	2.050(10) ¹⁴	35	5.85(10) ¹²
Toplam	1.024(10) ¹⁵	36	

Yukarıdaki tabloda $F_{\text{hesaplanan}} = 139.9$ değeri bulunmuştur. % 5 anlamlılık düzeyinde ihracat serisi için tahmin regrasyon denklem parametreleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında başlangıçta ileri sürdüğümüz doğrusallık varsayımı geçerlidir. Tahmin edilen ihracat serisine ait regrasyon denklemi için hesaplanan Durbin Watson istatistiği $DW(\text{ihracat}) = 0.10$ 'dur. % 5 anlamlılık düzeyinde hataların rassal dağılmadığını söyleyebiliriz. İhracat serisi için tahmin edilen regrasyon denkleminin vermiş olduğu hatalar belirli bir şekil vermiştir. Yani otokorelasyon söz konusudur.

8.2.1.3. GSMH Zaman Serisi

1968 - 1994 yılları arasındaki verilere en küçük kareler yöntemini uygulayarak aşağıdaki regrasyon denklemini tahmin ederiz:

$$Y'_t = 24.18 + 2.55 X_t + e_t$$

Tahmin edilen regrasyon denkleminde pozitif bir ilişkinin olduğu görülür. Yani bağımsız değişkende (zaman) bir birimlik artış GSMH'yi 2.55 birim artıracaktır. Tahmin etmiş olduğumuz regrasyon parametresi (β'_1) için hesaplanan $t_{\text{hesaplanan}}$ değeri 21.3'tür. % 5 güvenirlilik düzeyinde (β'_1) parametresinin anlamlı olduğu görülür. GSMH'ye ait tahmin edilen

regresyon denklemi için hesaplanan açıklama katsayısı (R^2) % 92'dir. GSMH'ye ait tahmin etmiş olduğumuz regresyon denkleminin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını belirlemek için varyans analiz tablosunu aşağıdaki biçimde oluştururuz:

Değişimin kaynağı	Kareler toplamı	DF.	M.S.E.
Regrasyondan dolayı	9531.21	1	9531.21
Hata	503.39	24	20.97
Toplam	10034.60	25	

Yukarıdaki verilen varyans analiz tablosunda $F_{\text{hesaplanan}} = \frac{9531.21}{20.97} = 454.5$

dir. % 5 anlamlılık düzeyinde tahmin edilen regresyon denklemi istatistiksel olarak başarılıdır. Tahmin etmiş olduğumuz regresyon denklemi için hesaplanan $DW(\text{GSMH}) = 0.41$ 'dir. % 5 güvenirlilik düzeyinde hesaplanan bu değer otokorelasyonlu bölgeye düşer. Trend analizi tahmin edilen regresyon denkleminin vermiş olduğu hatalar rassal dağılmadığından GSMH serisi için uygun değildir.

8.2.2. Mevsimlik Zaman Serileri

Mevsimlik niteliği olan işsizlik ve tüketici fiyat indeks serilerine trend analizi uygulanmıştır.

8.2.2.1. İşsizlik Zaman Serisi

1986 - 1991 yılları arasındaki aylık olarak elde edilen verilere en küçük kareler yöntemini uygularsak aşağıdaki regresyon denklemini tahmin ederiz.

$$Y'_t = 1170605.7 - 3534.7 X_t + e_t$$

Tahmin edilen işsizlik serisine ait regrasyon denklem parametresi (β_1) % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel testten anlamlı olmuştur. Tahmin edilen regrasyon denklemi için açıklama katsayısı (R^2) % 55 hesaplanmıştır. Yani bağımsız değişkenlerde meydana gelen değişme (zaman) bağımlı değişkenin % 55'ini açıklamaktadır. Tahmin edilen regrasyon denkleminin içerdiği tüm parametreleri istatistiksel bakımdan anlamlı olup olmadığını anlamak için varyans analiz tablosunu aşağıdaki şekilde oluşturarak F değerini hesaplarız.

Değişimin kaynağı	Kareler toplamı	DF.	M.S.E.
Regrasyondan dolayı	388283413961	1	388283413961
Hata	369273344476	70	5257333492
Toplam	75755675843771	71	

Yukarıda verilen varyans analiz tablosunda F değeri 73.6 olarak hesaplanmıştır. % 5 güvenilirlik düzeyinde hesaplanan $F_{\text{hesaplanan}}$ değeri tablo değerinden büyük olduğundan istatistiksel olarak anlamlıdır. İşsizlik serisine ait tahmin etmiş olduğumuz regrasyon denkleminin vermiş olduğu hatalar belirli bir kalıp verdiği için dolayı hatalar rassal olarak dağılmamıştır. Tahmin edilen regrasyon denklemi için hesaplanan Durbin Watson istatistiği 0.1 dir. Hesaplanan DW(işsiz) değeri % 5 güvenilirlik düzeyinde otokorelasyonlu bölgeye düşmektedir.

8.2.2.2. Tüketici Fiyat İndeksi

1989 - 1994 yılları arasında aylık olarak elde edilmiş veriler için trend eğrisini tahmin edersek aşağıdaki regrasyon denklemi tahmin edilir.

$$Y'_t = -739.1 + 62.7 X_t + e_t$$

Tahmin etmiş olduğumuz regresyon denkleminde bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki ilişki pozitifdir. Tahmin etmiş olduğumuz (β_1) parametresi için hesaplanan $t_{\text{hesaplanan}}$ değeri 15.6'dır. % 5 güvenirlilik düzeyinde (β_1) parametresi istatistiksel bakımdan anlamlıdır. Tahmin etmiş olduğumuz regresyon denklemi için açıklama katsayısı (R^2) %77'dir. Tahmin edilen regresyon denklemini, regresyon sabitini de içerecek şekilde teste tabi tutmak için F testini uyguluyorduk. Tahmin edilen regresyon denklemi için varyans analiz tablosu aşağıdaki şekilde oluşturulur:

Değişimin kaynağı	Kareler toplamı	DF.	M.S.E.
Regrasyondan dolayı	122204001	1	122204001
Hata	34992140	70	499887
Toplam	157196141	71	

Yukarıdaki tabloda $F_{\text{hesaplanan}}$ değeri 244 olarak hesaplanmıştır. % 5 güvenirlilik düzeyinde tahmin edilen regresyon denklemi istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani başlangıçtaki bağımlı değişkenle bağımsız değişken arasındaki doğrusallık varsayımı geçerlidir. TFI için tahmin edilen regresyon denklemiyle elde edilen hatalar belirli şekil vermiştir. Yani rassal dağılmamıştır. Tahmin etmiş olduğumuz regresyon denklemi için hesaplanan DW (TFI) = 0.1'dir. % 5 güvenirlilik düzeyinde hesaplanan değer otokorelasyonlu bölgeye karşılık gelir.

8.3. BOX - JENKINS MODELLERİ

8.3.1. Mevsimlik Olmayan Zaman Serileri

Mevsimlik niteliği olmayan GSMH, ihracat ve ithalat serilerine Box - Jenkins modelleri uygulanmıştır.

Box - Jenkins tahmin teknikleri zaman serisi modelleri içerisinde anlaşılması diğer tahmin tekniklerine kıyasla zor olmasının yanı sıra karmaşık bir yapı da sergilemektedir. Box - Jenkins tahmin tekniklerinin uygulaması bakımından oldukça yenidir. Box - Jenkins tahmin teknikleri daha önce değinildiği gibi üç aşamada gerçekleşmektedir. Bu aşamalar :

1- Belirleme (Identification)

2- Tahmin

3- Uygulama (Diagnostic Checking)

Box - Jenkins tahmin tekniklerinin üç aşamalı olmasının üstünlüğü, incelenen zaman serisinin aşamaları arasındaki denetiminin yanı sıra modeller sunmasından kaynaklanmaktadır. Box - Jenkins tarafından üretilen modeller incelenen zaman serisine bağlı olmaktadır. Kullanım bakımından Box - Jenkins modelleri değişik bilim dallarından elde edilen verilere uygulanmasının mümkün olması son yıllarda özellikle Ekonomi, İşletme ve Mühendislikte yaygın bir şekilde kullanımını artırmıştır.

Box - Jenkins tekniklerinin uygulanmasında ki temel varsayım belirli ve eşit aralıklı gözlem değerlerinden oluşan kesikli bir serinin var olduğu varsayımdır.

Bu bölümde belirli ve eşit zaman dilimlerinde kesikli olarak elde edilmiş GSMH, İthalat ve İhracat, İşsizlik ve TFI serisine tek değişkenli Box - Jenkins teknikleri uygulanmaktadır.

8.3.1.1. GSMH Zaman Serisi

8.3.1.1.1. Belirleme

1968 - 1993 yıllarına ait verilerin grafiksel gösteriminde seride istatistiksel dengenin olmadığı gözlemlenmekteydi. Bir başka deyişle seri durağan bir seri değildir Box - Jenkins tahmin tekniklerinin uygulanması için serinin durağan olmayan yapıdan durağan olan yapıya dönüştürülmesi

gerekmektedir. Seriyi durağan yapıya dönüştürme yöntemlerinden çeşitli dereceden fark alma yöntemi ve otokorelasyon analizi yardımıyla olmaktadır.

GSMH verilerinin orijinal değerleri için çeşitli gecikmelerdeki otokorelasyonlar aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

Gecikme

1-10 0,86 0,74 0,59 0,47 0,37 0,26 0,16 0,07 0,01 0,04

SE(r_k) = 020

Bilindiği gibi otokorelasyon aynı zaman serisinin çeşitli zaman aralıklardaki ilişkiyi göstermektedir. GSMH serisinin değişik gecikmelerdeki hesaplanan otokorelasyon değerleri anlamlı olarak sıfırdan farklıdır. Serinin durağan yapıya dönüşüp dönüşmediğini belirleyebilmek için serinin birinci dereceden farklarını alıp farkı alınan seri için 1-10 gecikmesindeki otokorelasyonlar hesaplanmıştır.

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	-0.12	-0.11	0.14	0.16	-0.08	-0.36	-0.06	-0.102	9.38	-0.004

SE(r_k) = 020

Hesaplanan otokorelasyonlar incelendiğinde anlamlı olarak sıfırdan farklı bir otokorelasyonun olmaması yani % 5 olasılık düzeyinde kurulan $(1/\sqrt{n})$ güven sınırları içinde kalması serinin durağan yapıya dönüştüğünü göstermektedir. Durağan yapıya dönüşmüş serinin çeşitli gecikmelerdeki kısmi otokorelasyonun modelin belirlenmesi bakımından gerekmektedir. Durağan seri için hesaplanan çeşitli gecikmelerdeki kısmi otokorelasyon değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	-0.36	-0.35	-0.08	0.18	0.1	0.05	0.01	-0.16	-0.05	0.02

SE(r_k) = 021

Belirleme aşamasında incelenen zaman serisi için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon ve bunların fonksiyonun belirlediği yapıdan hareketle uygun olan modeller ve bunların derecesi belirlenir.

Orijinal GSMH verilerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları aşağıdaki gibidir:

Otokorelasyon Fonksiyonu	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
*****	*****

*****	**

*****	*
*****	*

*****	*

GSMH serisine ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu incelendiğinde otokorelasyon fonksiyonun üssel olarak azaldığını görmekteyiz. Bu durumda daha önce belirlediği gibi seri için otoregesif modelinin uygun olacaktır. Otoregresif derecesini kısmi otokorelasyon fonksiyonundan elde edebiliriz. Kısmi otokorelasyon fonksiyonu incelendiğinde yalnızca bir tanesinin sıfırdan anlamlı olarak farklı olduğu görülebilir. Öyleyse biz GSMH serisi için ARİMA (1,1,0) model tiplemesini seçeriz. Zaten uygun olmayan model belirlendiğinde parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı olmayacaktır. Örneğin; ARİMA (1, 0, 1) modelinin başlangıç parametre değerleri aşağıdaki biçimde hesaplanır:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1}$$

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_0 + \delta^2 e - \theta_1 (\phi_1 - \theta_1) \delta^2 e$$

birinci gecikmede yukarıdaki eşitlik

$$\gamma_t = \phi_1 \gamma_0 - \theta_1 \delta^2 e \text{ şeklini alır.}$$

Yukarıdaki denklemler çözüldüğünde aşağıdaki denklemleri elde ederiz:

$$\gamma_0 = \frac{1 + \theta^2 - 2\theta_1 \phi_1}{1 - \phi_1^2}$$

$$\gamma_1 = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1) - (\phi_1 - \theta_1)}{1 - \phi_1^2}$$

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} \text{ olduğundan } \rho_1 = \frac{(1 - \phi_1 \theta_1) (\phi_1 - \theta_1)}{1 + \phi_1^2 - 2 \phi_1 \theta_1}$$

$k = 2$ ise otokorelasyon fonksiyonu

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1$$

$$\text{ya da } \phi_1 = \frac{\rho_2}{\rho_1}$$

Modelin başlangıç parametre değerleri yukarıda verilen denklemlerde elde edilir.

ARİMA (1 1 0) modeli aşağıdaki biçimde yazılabilir.

$$(1 - B) (1 - \phi_1 B) X_t = \mu + e_t$$

Birinci Fark AR (1)

GSMH serisi için belirlemiş olduğumuz ARİMA (1, 1, 0) model parametrelerinin başlangıç değerleri ρ_1 ve ρ_2 'nin yerlerine r_1 ve r_2 otokorelasyon değerlerinin ikamesi yoluyla bulunur.

8.3.1.1.2. Parametre Tahmini

GSMH serisi için uygun bir model ve modele ait parametrenin geçici değerleri belirtildikten sonra bu parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığına bakarız bir başka deyişle model parametrelerinin ne kadar güvenilebilir? Bunun için tahmini yapılan parametre için en küçük kareler toplamını en küçük yapan optimal değerlere adımsal olarak yaklaşılr.

Adım adım (İterative) yapılan hesaplamalarda parametre değerleri tedricen değişmekte ve değişen her değer için hata kareler toplamı hesaplanmaktadır. Parametre değerleri öyle bir seçilmektedir ki her seferinde hata kareler toplamında marjinal bir azalma meydana gelsin. Her ne zaman parametre değerlerindeki marjinal değişiklik hata kareler toplamını azaltmamakta ise o adımdaki parametre değerleri optimaldir. GSMH serisi için parametre değeri ve buna uygun olan hata kareler toplamı aşağıda verilmektedir.

Adım	ϕ	Hata Kareler Toplamı
1	0.396	327.016
2	0.397	327.015

Kapanmaya (convergence) ikinci adımda ulaşıldı. Model parametreleri için optimal değerler tayin edildikten sonra yapılacak iş bu parametrelerin normal dağıldığı varsayımı altında istatistiksel testlere tabi tutmaktır.

Parametrelerin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olup olmadıklarını anlamak için teste tabi tutmadan önce parametrelerin standart hatası parametre değerinin standart hata bilgi matrisinden elde edilir.⁶¹

$$SE(\phi_1) = \sqrt{\frac{1}{n}(1-\phi_1^2)}$$

$$SE(\phi_1) = 0,20$$

$$t = \frac{\phi_1 - \phi_0}{SE(\phi_1)} = 1,98$$

%5 anlamlık düzeyinde ϕ_1 parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır. ($t_{hesaplanan} > t_{tablo}$) Şayet belirlenen güvenilirlik düzeyinde parametre değerleri istatistiksel testten başarılı bir biçimde geçmediği

⁶¹ G. E. Box, G. M. Jenkins, Time Series Analysis, Forecasting and Control, s. 227-243

durumda yeniden başa dönülür ve farklı bir model tiplmesi yapılır. Parametre hesaplanan optimal değeri modelde yerine yazılırsa:

$$(1-B)(1-0,39B)X_t = \mu + e_t \quad \text{elde edilir.}$$

8.3.1.1.3. Uygunluk Testleri

Tecrubi olarak belirlenmiş model parametrelerini tahmini ettikten sonra modelin doğruluğunu tasdik etmek için uygunluk testlerinin yapılması gereklidir. Daha önceki bölümlerde değinildiği gibi uygunluk testleri ya hata kalıntılarının incelenmesi yani göz önünde tutulmayan bir kalıp olup olmadığının tespiti yada mevcut optimal çözüm istatistiklerin çalışılmasıyla olmaktadır. Tahmin edilen modelden elde edilen tahmin değerleriyle örneklem içi gerçek değerler arasındaki hataya otokorelasyon analizleri uygulanır. The Box - Pierce Q istatistiği hataların rassal olarak dağılıp dağılmadığını tespit etmede kullanılmaktadır.

$$Q = n \sum_{k=1}^r r_k^2$$

Hesaplanan Q değeri Q'nun (m - p - q) serbestlik derecesinde teste tabi tutulur. Modelimiz için hesaplanan Q değeri 2,71 olarak hesaplanmıştır.

$X^2_{0,05,8} = 18,50$ hesaplanan değer tablo değerinden küçük olduğundan "otokorelasyonun aritmetik ortalaması anlamlı olarak sıfırdan farklıdır" Null hipotezinin karşısı otokorelasyonun aritmetik ortalaması anlamlı olarak sıfırdan farklı değildir hipotezi kabul edilir. Öyleyse belirlenen model GSMH için uygundur.

Buna ilave olarak ARIMA model tiplmelerinin belirlenmesinden sonra bazı faydalı istatistiklerin belirlenen model için hesaplanması imkan dahilindedir. Model parametrelerinin her birine ait bir standart hata olduğu gibi model parametrelerinin birlikte tahmin edildiğinden parametrelerin birleşik bir dağılımı vardır. Model parametrelerinin birlikte

tahmin edilmesi farklı parametrelerinin birbirleriyle nasıl ilişkili olduklarını gösteren içsel korelasyon metrisini oluşturur.

Normal dağılım varsayımı altında model parametresi ϕ_1 standart hataları küçüktür ve düşük bir korelasyonun değişkenler arasından mücadele edilmesi belirlenen modelin uygun olduğunu göstermektedir.

Box ve Jenkins tarafından ileri sürülen presedürden bir tanesi de eldeki seriyi gerektiğinden çok parametreliliği (Overfitting) tahmin temektir. GSMH serisinde görülmektedir ki model parametreleri istatistiksel testlerden başarılı olarak geçmişlerdir ve tahmin edilen parametreler arasında anlamlı bir korelasyon vermemişlerdir.

8.3.1.1.4. Tahmin

GSMH için belirlenmiş ve uygun testlerden geçmiş modelin ARİMA (1, 1, 0) tahmin amacıyla kullanmak için model için belirlenen denklemi genişletmek ve daha anlaşılır bir biçimde yazmak gerekmektedir. Belirlenen ARİMA (1, 1, 0) denklemini aşağıdaki biçimde genişletir yazarsak :

$$(1 - B)(1 - 0,39B)X_t = \mu + e_t$$

Yukarıdaki denklemi m ön dönem için tahmin amaçlı kullanırsak aşağıdaki şekilde yazılır :

$$X_{t-m} = \mu + (1 + \phi_1)X_{t+m-1} - \phi_1 X_{t-2+m} + e_{t+m}$$

ϕ_1 değerini yerine yazarsak:

$$X_{t-m} = \mu + (1 + 0,39)X_{t+m-1} - 0,39 X_{t-2+m} + e_{t+m}$$

Başlangıçta e_{t-m} değeri henüz bilinmediğinden beklenen değerini (0) olarak alırız. Bunun dışında ihtiyaç olan değerler oluşturulmuş modeldeki değerleri transfer ederiz. GSMH için ARİMA (1, 1, 0) modeli kullanılarak 1988 -1993 yılları arasındaki tahmin değerleri aşağıdaki tablodaki gibidir:

GSMH Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X_{t-m}	$(X_t - X_{t-m})$
1	1988	1.10	2.38	-1.28
2	1989	1.70	0.43	1.26
3	1990	7.3	0.67	6.62
4	1991	10.4	2.89	7.5
5	1992	-4.9	4.12	-9.02
6	1993	5.6	-1.94	7.54

8.3.1.2. İhracat (Değer) Zaman Serisi

8.3.1.2.1. Belirleme

1958 - 1994 yılları arasında ihracat zaman serisinin Ek 1'deki serpilme diyagramı incelendiğinde serinin uzun dönemde pozitif olarak artan bir eğilimin yani trendin olduğu görülür. Otokorelasyon analizini ihracat zaman serisine uygularsak çeşitli gecikmelerdeki otokorelasyon değerleri sıfırdan anlamlı olarak farklıdır. Buda seride istatistiksel dengenin olmadığı bir başka ifadeyle serinin durağan bir yapı sergilemediğini ortaya koymaktadır. İhracat zaman serisi için çeşitli gecikmelerdeki otokorelasyon değerleri aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Otokorelasyon

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.88	0.80	0.71	0.62	0.53	0.45	0.35	0.26	0.20	0.13

$$SE(r_k) = 0.164$$

Seri için uygun bir Box-Jenkins model tipinin belirlenebilmesi için serinin durağan yapıya dönüştürülmesi gerekmektedir. Serinin birinci derecede farklarını alıp çeşitli gecikmelerdeki otokorelasyonları incelediğimizde serideki trend faktörünün elimine olduğu başka bir deyişle durağan bir yapıya dönüştüğü görülmektedir. İhracat miktar indeks serisi için birinci dereceden farklı alınmış seri için çeşitli gecikmelerdeki hesaplanan otokorelasyon değerleri aşağıdaki gibi hesaplanır :

Otokorelasyon

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.11	0.13	0.44	0.17	0.05	0.38	0.36	-0.048	0.14	0.08

SE(r_k)=0.160

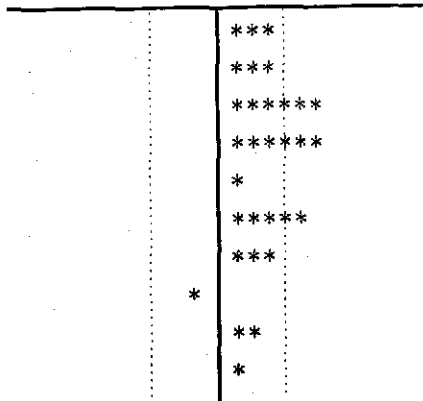
Durağan yapıya dönüştürülmüş ihracat zaman serisi için hesaplanan kısmi otokorelasyon değerleri ARİMA model tiplemesinin belirlenmesi bakımından aşağıdaki gibi hesaplanmıştır :

Kısmi Otokorelasyon

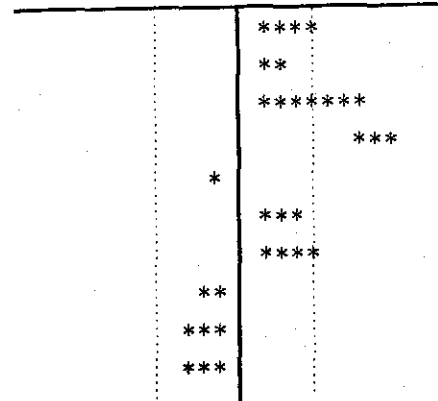
Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.11	0.12	0.42	0.12	-0.06	0.21	0.31	-0.16	-0.19	-0.26

SE(r_k)=0.160

Otokorelasyon Fonksiyonu



Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu



Durağan yapıya dönüştürülmüş ihracat zaman serisine ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyon grafikleri yukarıdaki gibidir.

Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiğini incelediğimizde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının üssel olarak azalmakta fakat sıfıra düşmediği görülmektedir. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonun bu şekilde bir görünüm arz etmesi ihracat için ARİMA modellerinden birinin uygun olacağını belirtmektedir. ARİMA modellerindeki otoregresif ve hareketli ortalama süreç mertebeleri iki fonksiyonun ayrı ayrı incelenmesiyle yapılır. Seriyeye uygun olan modelin hareketli ortalama olacağını düşündürmektedir. Hareketli ortalama sürecinin optimal parametre derecesi otokorelasyon fonksiyonunun incelenmesiyle elde edilir. Durağan yapıya dönüştürülmüş ihracat serisinin otokorelasyon fonksiyonu incelendiğinde üçüncü gecikmedeki otokorelasyon değeri sıfırdan anlamlı olarak farklıdır. Yani otokorelasyon fonksiyonu üçüncü gecikmede eksenini kesmektedir. Durağan yapıya dönüştürülmüş ihracat zaman serisi için üçüncü derecedeki hareketli ortalama ARİMA (0, 1, 3) şeklinde yazılabilir. Geçici parametre değerlerini belirlenen ARİMA (0, 1, 3) modelinde yerine koyarsak aşağıdaki denklemi elde ederiz:

$$(1-B) X_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \theta_3 B^3) e_t$$

8.3.1.2.2. Parametre Tahmini

Belirlenen aşamadaki geçici parametrelerin yerini alacak etkin parametre tahminleri yapılır yani öyle parametre değerleri elde edilmeli ki modelin hata örneklem içi hata kareler toplamı minimum olsun. Daha önce değinildiği gibi hata kareler toplamının minimum olması için adım adım model parametrelerine ayrı değerler verilmekte ve hata kareler toplamı

hesaplanmaktaydı. Bu süreç hata kareler toplamının değişmediği (azalmadığı) duruma kadar devam etmektedir.

Kapanmaya sekizinci adımda ulaşıldı. ARİMA (0, 1, 3) için etkin parametre değerleri $\theta_1=0.38$ $\theta_2=0.47$ ve $\theta_3=0.79$ olarak hesaplanmıştır. Optimal parametreler için standart hatalar ise bilgi matrisinden elde edilir.

$$SE(\phi_1) = \sqrt{(1/n)(1-\phi\theta) / (\phi-\theta)^2 (-\phi^2)(1-\phi\theta)}$$

$$SE(\theta_1) = \sqrt{(1/n)(1-\phi\theta) / (\phi\theta)^2 (1-\phi^2)(1-\phi\theta)}$$

$SE(\theta_1) = 0,13$ $SE(\theta_2) = 0,11$ $SE(\theta_3) = 0,5$ olarak hesaplanmıştır. % 5 anlamlılık düzeyinde bulunan parametreler istatistiksel bakımdan t testine tabi tutulduğunda anlamlı olmuşlardır.

Parametre değerleri belirlenen ARİMA (0, 1, 3) modelinde yerine konursa aşağıdaki denklemler elde edilir:

$$(1 - B) X_t = (1 - 0.38 B - 0.47 B^2 - 0.79 B^3) e_t$$

$$X_t = X_{t-1} + e_t - 0.38 e_{t-1} - 0.47 e_{t-2} - 0.79 e_{t-3}$$

8.3.1.2.3. Uygunluk Testleri

Örneklem içi hata otokorelasyon değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	-0.14	-0.17	0.03	0.07	-0.03	0.17	0.23	-0.17	-0.05	-0.16
$SE(r_k) = 0.15$										

Otokorelasyon fonksiyonundan hesaplanan The Box - Pierce istatistiği $Q = 8.31$ olarak hesaplanmıştır.

Hesaplanan Q değeri tablo değerinden küçük olduğundan sıfır hipotezini kabul, alternatif hipotezi ret ederiz. Yani hatalar rassal olarak

dağılmaktadır ve belirlenen modelin ihracat zaman serisi için uygun olduğunu göstermektedir.

8.3.1.2.4. Tahmin

Belirlenen modelin ihracat serisinin tahmininde kullanılması mümkündür. 1990-1994 dönemi için tahmin ve tahmin fonksiyonu aşağıda verilmektedir.

$$X_{t-m} = X_{t-1-m} + e_{t-m} - 0.38 e_{t-1-m} - 0.47 e_{t-2-m} - 0.79 e_{t-3-m}$$

İhracat Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1989	-37329	972337	-1009666
2	1990	1334596	1169660	164936
3	1991	633968	-283069	917037
4	1992	1122431	-373160	1495591
5	1993	629860	1145640	-515780
6	1994	2760973	1248996	1511978

8.3.1.3. İthalat (Değer) Zaman Serisi

8.3.1.3.1. Belirleme

Ek 1'de ithalat zaman serisi grafiksel olarak analiz edildiğinde seride durağan bir yapının olmadığı görülmektedir.

İthalat zaman serisi için hesaplanan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonlar aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

Otokorelasyon

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.9	0.77	0.68	0.57	0.47	0.41	0.34	0.27	0.22	0.16

$SE(r_k) = 0.164$

Kısmi Otokorelasyon

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.9	-0.22	0.20	-0.28	0.11	0.02	-0.09	0.07	-0.09	-0.03

$SE(r_k) = 0.164$

Durağan olmayan ithalat serisini durağan yapıya dönüştürmek için serinin birinci dereceden farklarını alıp tekrar otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerlerini hesaplırsak aşağıdaki verileri elde ederiz:

Otokorelasyon

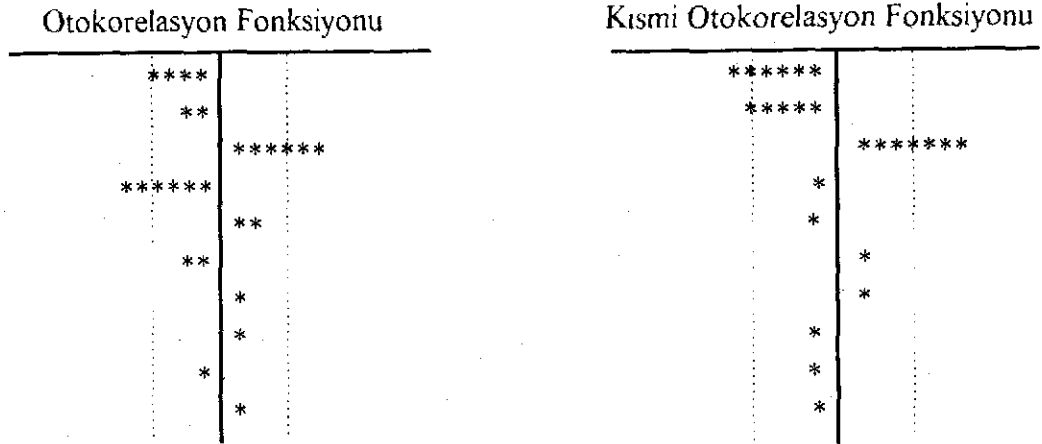
Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	-0.28	-0.12	0.46	-0.29	-0.01	0.16	-0.12	0.02	0.05	0.04

$SE(r_k) = 0.166$

Kısmi Otokorelasyon

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	-0.28	-0.22	0.41	-0.09	-0.02	-0.08	0.07	0.01	0.06	0.10

$SE(r_k) = 0.166$



Farkı alınmış ithalat zaman serisi için hesaplanan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonların sıfırdan anlamlı olarak farklı olmadıklarını görürüz. Yani birinci dereceden farkı alınmış ithalat zaman serisi durağan seriye dönüşmüştür. İthalat zaman serisi için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonların yukarıdaki grafiklerinin incelenmesi neticesinde görülmektedir ki kısmi otokorelasyon fonksiyonu üssel olarak azalmakta, bu ise ithalat serisi için hareketli ortalama sürecinin uygun olduğunu göstermektedir. Hareketli ortalama süreç derecesinin ise iki olduğu otokorelasyon fonksiyonundan görülmektedir. Bir başka deyişle iki tane otokorelasyon değerinin sıfırdan anlamlı olarak farklı olduğu gözlenmiştir. İthalat serisi için belirlenen model ARİMA (0, 1, 2)'dir.

8.3.1.3.2. Parametre Tahmini

İthalat zaman serisi için uygun olan ARİMA (0, 1, 2) tiplmesi belirlendikten sonra hata kareler toplamını minimum yapan parametre değerinin belirlenmesi gerekmektedir. Hata kareler toplamını minimum yapan optimal parametrelerine yedinci adımda ulaşıldı.

Yedinci adımdaki hata kareler toplamını minimum yapan model parametreleri θ_1 ve θ_2 değerleri sırasıyla -049 ve 059'dur. Bu

parametreler belirlenen modelde yerine konduğunda hata kareler toplamı 716596.4 olarak hesaplanmıştır.

% 5 güvenirlilik düzeyinde model parametre değerleri istatistiksel olarak t testine tabi tutulduğunda anlamlı olduğu görülmüştür.

8.3.1.3.3. Uygunluk Testleri

Başlangıçta ithalat zaman serisi için belirlenen ARİMA (0, 1, 2) tiplemesinin doğruluğunu tayin etmek için hataların rassal dağılıp dağılmadığını kontrol ederiz. Örneklem içi hataların rassal dağılıp dağılmadığını kontrol etmek için Q istatistiğini uyguluyoruz. Yapılan hesaplamalarda Q = 6,90 olarak hesaplanmıştır.

Başka bir anlatımla hesaplanan Q değeri % 5 anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden küçük olduğundan örneklem içi hataların rassal dağıldığını söyleyebiliriz.

8.3.1.3.4. Tahmin

İthalat serisi için belirlenen ARİMA (0, 1, 2) modelinin tahmin amaçlı kullanılması mümkündür. İthalat serisi için tahmin denklemleri aşağıda verilmiştir:

$$(1 - B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) e_t$$

$$X_t = X_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2}$$

Parametre değerlerini denklemde yerine yazarsak aşağıdaki denklemleri elde ederiz:

$$X_t = X_{t-1} + e_t + 0.49 e_{t-1} - 0.59 e_{t-2}$$

$$X_{t+m} = X_{t+m-1} + e_{t+m} + 0.49 e_{t+m-1} - 0.59 e_{t+m-2}$$

1989 - 1994 yılları arasındaki tahmin değerleri aşağıdaki tabloda verilmektedir:

İthalat Serisi İçin Tahmin Değerleri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1989	1456747	596841	855906
2	1990	6510117	165940	6344177
3	1991	-1255024	-2608587	1353563
4	1992	1824352	3127355	-1303003
5	1993	6556840	1450763	5106078
6	1994	-6157444	-3292510	-2864934

8.3.2. Mevsimlik Olan Zaman Serileri

Mevsimlik niteliği olan işsizlik ve TFI serilerine Box - Jenkins ARİMA (p, d, q) (P, D, Q)^s modelleri uygulanmıştır.

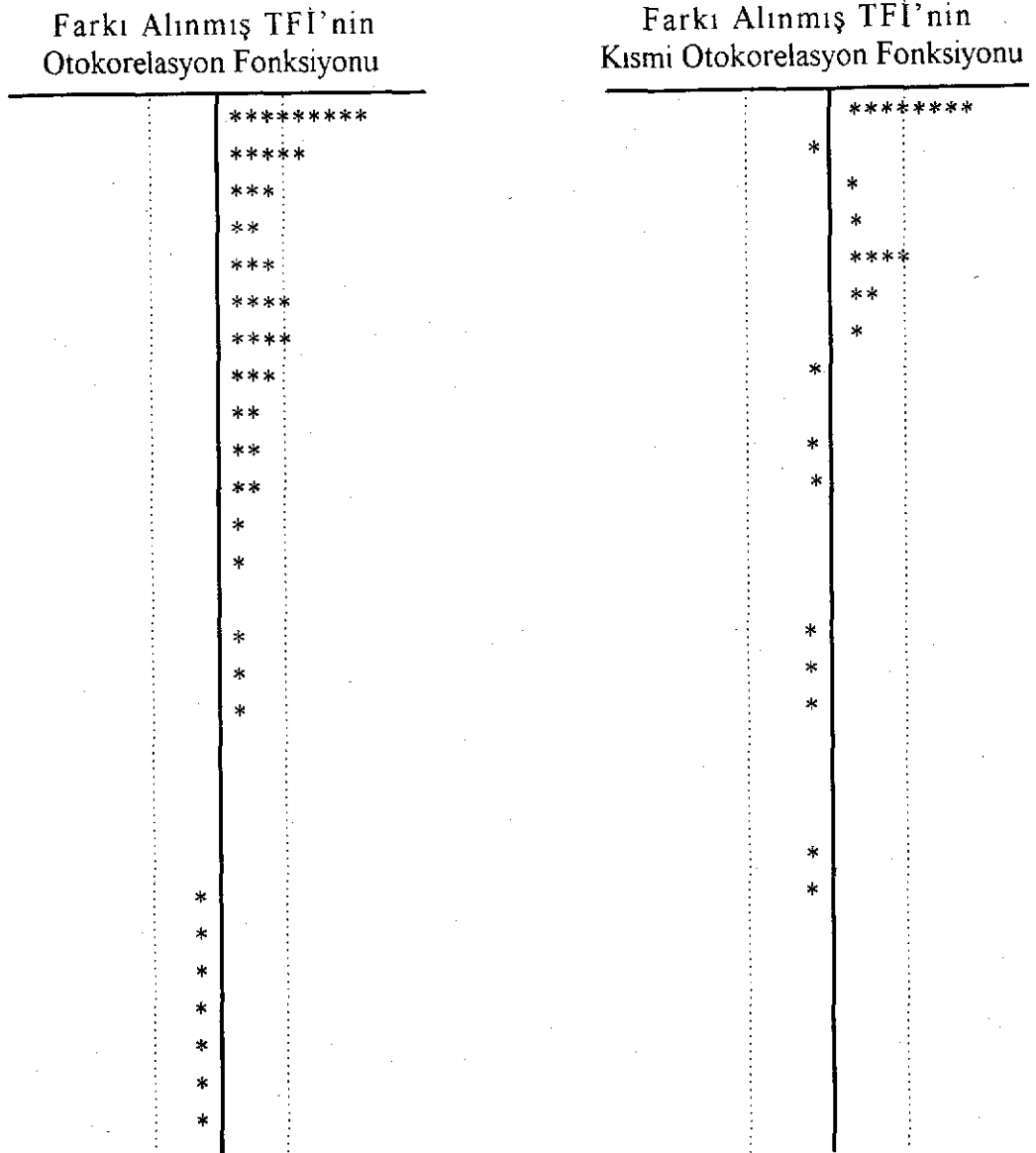
8.3.2.1. Tüketici Fiyat İndeks Zaman Serisi

1989-1994 yılları arasındaki aylık fiyat indeks zaman serisi kullanılmıştır.

8.3.2.1.1. Belirleme

Ek 1'deki tüketici fiyat indeks zaman serisinin (TFI) serpilme grafiği incelendiğinde serinin durağan bir yapı sergilemediği görülmektedir. Yani seride istatistiksel bir denge bulunmamaktadır. TFI'nin 0-36 dönem gecikmelerindeki otokorelasyon değerleri incelendiğinde serinin durağan olmadığını da göstermektedir. 0-36 gecikmelerindeki otokorelasyon değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

Yukarıdaki tabloda da görüldüğü gibi farkı alınmış TFI için hesaplanan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerleri sıfırdan anlamlı olarak farklı değildir. Yani seride istatistiksel denge oluşmuştur. TFI için uygun bir ARIMA (p, d, q)'nun belirlenebilmesi için farkı alınmış TFI'nin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiğinin incelenmesi gerekir. Aşağıda TFI için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri verilmiştir.



TFI'nin mevsimlik bileşeni içerip içermediğinin araştırılması gereklidir. Bunun için serinin çeşitli gecikmelerdeki otokorelasyonunun

sıfırdan anlamlı olarak farklı olması gerekmektedir. TFI serisi aylık olduğundan serinin 12, 24 ve 36 gecikme değerlerine baktığımızda bu gecikmelerdeki otokorelasyon değerleri sıfırdan anlamlı olarak farklı olmadıkları görülmüştür. Bunun da anlamı TFI serisi mevsimlik bileşeni içermemektedir. TFI serisine uygun bir ARİMA (p, d, q) modelinin belirlenebilmesi için yukarıdaki otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiğine baktığımızda otokorelasyon fonksiyonunun üssel olarak azaldığı görülmektedir. Bu ise seri için otoregresif modelin uygun olacağı anlamına gelmektedir. AR (p) süreç derecesinin belirlenebilmesi için kısmi otokorelasyon fonksiyonun incelenmesi gerekir. Kısmi otokorelasyon grafiğini incelediğimizde yalnızca bir tanesinin sıfırdan anlamlı olarak farklı olduğu görülür. Bu durum ise AR (p) süreç derecesini bir olduğu anlamına gelir. TFI için belirlenen modelin ARİMA (1, 1, 0) olacağı düşünülebilir.

8.3.2.1.2. Parametre Tahmini

ARİMA (1, 1, 0) modelinin TFI için uygun olduğunu belirledikten sonra modelin içerdiği otoregresif parametresi $\phi_1=0.78$ olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan parametrenin %5 anlamlılık düzeyinde t testine tabi tutulduğunda istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülür. Belirlenen model $\phi_1=0.78$ değerini aldığı anda hata kareler toplamı 716596.4 olarak hesaplanmıştır.

8.3.2.1.3. Uygunluk Testleri

TFI için belirlenen ARİMA (1, 1, 0) modelini aşağıdaki şekilde yazabiliriz:

$$(1-B) = (1-\phi_1B) X_t = \mu + e_t$$

$$X_t = (1 + \phi_1) X_{t-1} - \phi_1 X_{t-2} + e_t$$

Belirlenen model için hesaplanan örneklem içi hata otokorelasyon değerleri aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır.

Örneklem İçi Hata Otokorelasyon Değerleri

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	-0.04	-0.19	-0.06	-0.21	0.15	0.23	0.10	-0.04	0.04	-0.05
1-20	0.02	0.07	0.02	-0.01	0.02	-0.03	-0.02	0.05	0.04	0.01
1-30	-0.03	-0.03	-0.03	0.02	0.04	-0.02	0.04	-0.03	-0.04	0.01
1-40	-0.01	0.02	-0.02	-0.01	-0.01	0.01				

$$SE(r_k) = 0.12$$

ARİMA (1, 1, 0) için The Box-Pierce Q istatistiği 14.97 olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan değer tablo değerinden küçük olduğundan otokorelasyon fonksiyonu sıfırdan farklı değildir. Yani örneklem içi hatalar rassal dağılmıştır.

8.3.2.1.4. Tahmin

Bilindiği gibi ARİMA (p, d, q) model oluşturmadaki amaçlardan biri tahmin yapmaktır. TFI için oluşturulmuş ARİMA (1, 1, 0) modeli ile 1994 yılındaki aylık tahmin değerleri aşağıdaki tabloda verilmiştir.

TFİ Serisi İçin Tahmin Değeri

m	t	X_t	X'_t	$(X_t - X'_t)$
1	1994.1	119.8	74.8	44.9
2	1994.2	170	94.4	75.5
3	1994.3	156.3	134.02	22.2
4	1994.4	781.5	123.2	658.2
5	1994.5	392.6	616.1	-223.5
6	1994.6	39.6	309.5	-269.9
7	1994.7	75.6	31.2	44.38
8	1994.8	90.5	59.6	30.89
9	1994.9	325.2	71.3	253.8
10	1994.10	462.1	256.3	205.72
11	1994.11	431.5	364.3	67.19
12	1994.12	365.1	340.1	24.91

8.3.2.2. İşsizlik Zaman Serisi

8.3.2.2.1. Belirleme

1986 - 1991 yılları arasındaki aylık olarak verilmiş işsiz zaman serisinin incelenmesi durumunda serinin durağan bir yapı sergilemediği Ek 1'de görülmektedir.

Serinin durağan yapı sergilememesi seri içindeki trendin mevcudiyetini göstermektedir.

Mevsimlik zaman serilerine uygun olan tahmin tekniklerinde izlenen aşamalar mevsimlik olmayan serilere aşamaların aynısıdır. Bu aşamalar daha önce açıklandığı üzere belirleme, parametre tahminleri, uygunluk testleri ve tahmindir.

İşsizlik zaman serisi için 36 dönemli gecikme otokorelasyonları aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

1- 36 Otokorelasyon Değerleri

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.958	0.916	0.876	0.837	0.790	0.736	0.684	0.632	0.583	0.529
1-20	0.470	0.410	0.352	0.299	0.251	0.205	0.161	0.116	0.077	0.036
1-30	-0.009	-0.049	-0.093	-0.138	-0.185	-0.229	-0.267	-0.300	-0.327	-0.359
1-40	-0.387	-0.405	-0.417	-0.425	-0.434	-0.424				

$$SE(r_k) = 0.027$$

Hesaplanan otokorelasyonlara bakıldığında %5 anlamlılık düzeyinde çok sayıda anlamlı otokorelasyonların varlığı serideki durağansızlığı işaret etmektedir. Serideki durağan olmayan yapıyı durağan yapıya dönüştürmek için birinci derece farklarını alıp çeşitli gecikmelerdeki otokorelasyonları hesaplarsak serideki durağansızlığın bertaraf olduğunu görürüz. Serinin orijinal değerleri bakımından farkları alınmış durumuyla 1-36 gecikmelerdeki otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

Farkı Alınmış 1- 36 Otokorelasyon Değerleri

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.17	0.09	0.16	0.21	0.20	0.05	0.29	-0.18	0.06	0.18
1-20	0.15	0.12	0.07	0.24	-0.03	0.01	0.12	0.14	0.14	0.03
1-30	0.14	-0.04	-0.02	0.06	0.00	-0.14	-0.07	0.00	-0.04	-0.04
1-40	-0.14	-0.03	-0.11	-0.11	-0.10	-0.15				

$$SE(r_k) = 0.119$$

Farkı Alınmış 1- 36 Kısmi Otokorelasyon Değerleri

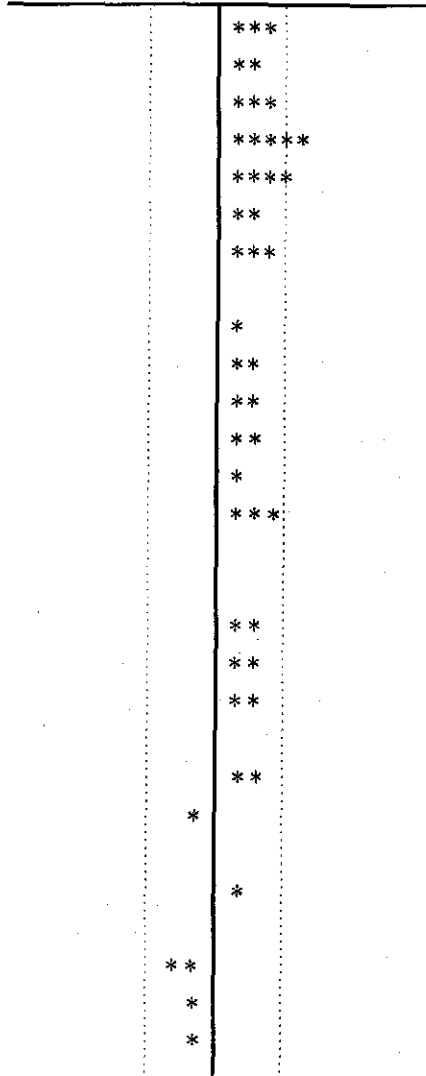
Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	0.95	-0.01	0.00	-0.01	-0.12	-0.10	-0.01	-0.04	0.02	-0.08
1-20	-0.09	-0.05	-0.03	0.01	0.06	-0.00	-0.01	-0.05	-0.06	-0.08
1-30	0.01	-0.09	-0.09	-0.09	-0.08	-0.03	0.03	0.03	0.03	-0.07
1-40	-0.03	0.05	0.04	0.03	-0.03	0.18				

$$SE(r_k) = 0.119$$

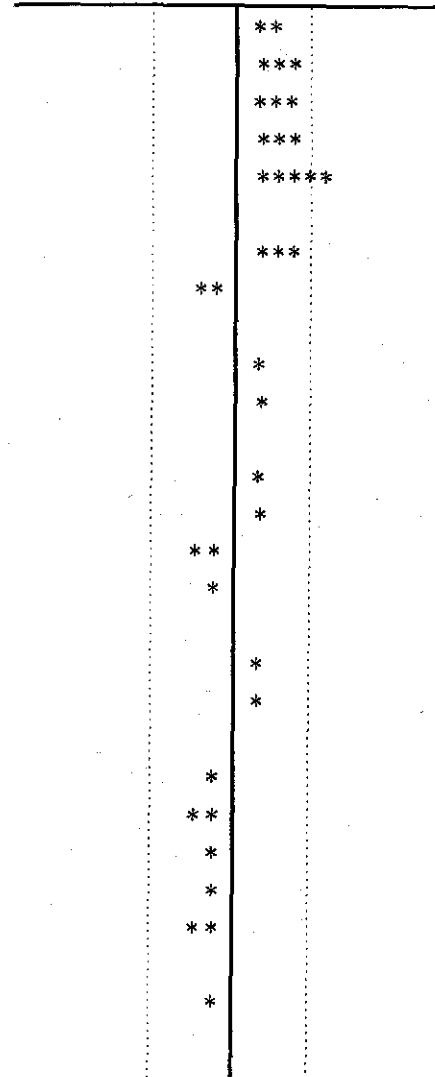
Birinci derecede farkı alınmış işsizlik zaman serilerinin 1 - 36 gecikmelerdeki otokorelasyon değerleri incelendiğinde serinin durağan yapıya dönüştüğünü söyleyebiliriz. Farkı alınmış aynı seride mevsimlik faktörün olup olmadığını anlamak için serinin r_{12} r_{24} r_{36} gecikmelerindeki otokorelasyon değerleri anlamlı olması gerekmektedir. fakat yapılan hesaplamalarda r_{12} r_{24} r_{36} gecikmelerdeki otokorelasyon değerleri sıfırdan farklı değildir.

Aşağıdaki otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyon grafiklerini incelediğimizde birer tane otokorelasyon değerinin anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumda seri için uygun tahmin modelinin otoregresif ve hareketli model bileşimi olacağı düşünülebilir. Şayet belirlenen bu model seri için uygun olmadığı takdirde uygulanacak olan istatistik testlerin başarılı olarak geçmeyecektir. Bu durumda bizim işsizlik zaman serisi için oluşturacağımız model ARİMA (1, 1, 1) olacaktır.

Farkı Alınmış İşsiz Serisinin
Otokorelasyon Fonksiyonu



Farkı Alınmış İşsiz Serisinin
Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu



8.3.2.2.2. Parametre Tahmini

Uygun bir model tiplerinin belirlenmesinden sonra adım adım hesaplama yöntemi ile optimal parametre değerlerine erişinceye kadar parametre ve bunlara karşılık gelen hata kareler hesaplanır.

İşsizlik zaman serisi için hata kareler toplamını işsizlik zaman serisi için en düşük yapan optimal parametre değerleri modelin otoregresif kısmını temsil eden ϕ parametresi için 0,6 hareketli ortalama kısmını

temsil eden θ parametresi içinde -0,41 olarak hesaplanmıştır. Model parametrelerinin bu değerlendirme karşılık hata kareler toplamı 1,34 (10^{10}) olarak hesaplanmıştır.

8.3.2.2.3. Uygunluk Testleri

İşsizlik zaman serisi için uygulanan ARIMA (1, 1, 1) modeli aşağıdaki biçimde yazılır.

$$(1 - B) X_t (1 - \phi_1 B) X_t = (1 - \theta_1 B) X_t$$

Yukarıdaki denklemdeki model parametre değerleri yerine konulursa aşağıdaki denklem elde edilir.

$$X_t = (1+0.6)X_{t-1} - 0,60X_{t-2} + (1+ 0,41) e_t$$

Belirleme model için hesaplanan hata otokorelasyon değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

Örneklem İçi Hata Otokorelasyon Değerleri

Gecikme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1-10	-0.087	-0.081	0.050	0.140	0.119	-0.079	0.271	-0.126	-0.022	0.108
1-20	0.058	0.024	-0.049	0.254	-0.099	-0.045	0.096	0.101	0.097	-0.030
1-30	0.139	-0.115	-0.075	0.073	0.017	-0.159	-0.063	0.040	-0.034	-0.021
1-40	-0.152	0.033	-0.083	-0.069	-0.015	-0.014				

$$SE(r_k) = 0.120$$

Bu model için The Box - Pierce istatistiği $Q = 26,32$ olarak hesaplanmıştır. % 5 güvenirlilik düzeyinde örneklem içi hataların rassal olarak dağıldığını söylemek mümkündür. Başka bir deyişle hata için otokorelasyon söz konusu değildir.

8.3.2.2.4. Tahmin

$$X_{t+m} = (1+0.6)X_{t-1+m} - 0,60X_{t-2+m} + (1+ 0,41) e_{t+m}$$

Yukarıdaki fark denklemi kullanılarak hesaplanan tahmin değerleri aşağıdaki gibidir.

İşsizlik Serisi İçin Tahmin Değeri

m	t	X_t	X_t	$(X_t - X_t)$
1	1991.1	-14.72	-6950	-7773
2	1991.2	-9313	-5573	-3739
3	1991.3	2779	-4018	6797
4	1991.4	1224	-1184	1342
5	1991.5	-1179	1712	-1351
6	1991.6	-1990	-1411	-1849
7	1991.7	-1346	-4184	-9276
8	1991.8	5561	-4185	9746
9	1991.9	1448	-752	1523
10	1991.10	-1390	2298	-1619
11	1991.11	-1027	-1544	-9727
12	1991.12	1192	-2682	-8570

SONUÇ

Bu çalışmada sayısal tahmin teknikleri bünyesinde yer alan ekstraplasyon (zaman serileri) tekniklerinden düzeltme ayırıştırma ve Box-Jenkins modelleri, beş tane ekonomik zaman serisine uygulanmıştır.

Zaman serisi analizi tahmin sistemini kara kutu (**Black Box**) olarak düşünür ve bu analiz için geliştirilmiş sayısal teknikler belirli bir değişkenin tarihsel süreçteki verilerini kullanarak verideki kalıpları açığa çıkartır. Zaman serileri için sayısal tahmin tekniklerinin yapmış olduğu en önemli varsayım seride tanımlanan kalıpların gelecekte de devam edeceği varsayımdır.

Üssel düzeltme tekniklerinden basit üssel düzeltme GSMH, işsizlik, ihracat, ithalat ve Tüketici Fiyat İndeks zaman serileri için uygulanmıştır ve üssel düzeltme parametresi (α) için yüksek değer hesaplanmıştır. Bu ise adı geçen serilerde kuvvetli trendin olduğunu göstermektedir. Bundan dolayı bu yöntemi bu serilere uygulaması neticesinde örneklem içi hataları rassal dağılmamıştır. Uygulamada basit üssel düzeltme tekniğinin uygulanabilirliği (α) parametresinin 0 ile 0.4 arasında bir değer alması durumunda mümkündür. Bir başka deyişle seride meydana gelen gerçek değişimleri temsil eden (α)'nın alacağı üst limit 0.4'tür. Bunun da anlamı serideki değişmelerin % 40'ı gerçek kalanı ise rassal değişmelerdir.

İki kez üssel düzeltme yöntemi yukarıda verilen tüm seriler için uygun olduğu gözlenmiştir. Çünkü iki kez hareketli ortalama metodu ile serilerdeki trend bileşeni bastırılmıştır.

Mevsimlik olmayan Holt-Winters metodu mevsimlik olmayan GSMH, ithalat ve ihracat serileri için uygun olduğu gözlenmiştir. Bu yöntemin iki kez üssel düzeltme yönteminden üstünlüğü serideki trend bileşeni için ayrı bir parametrenin kullanılmasından kaynaklanmaktadır. Mevsimlik olmayan Holt-Winters metodunu yukarıda verilen serilere uygulanması neticesinde oluşan örnek içi hataların rassal olduğu gözlenmiştir.

Mevsimlik olan Holt-Winter yöntemi işsizlik ve TFI zaman serisine uygulanmış ve bu yöntem işsizlik serisine uygun olduğu tespit edilmiştir. Yani işsizliğe serisine ait hatalar rassal dağılmıştır.

Ayrıştırma metotlarından trend analizi GSMH, ithalat, ihracat, işsizlik ve TFI zaman serilerine uygulandı. Adı geçen seriler için tahmin edilen regresyon denklemlerine ait parametreler t ve F istatistiksel testlerinden başarılı şekilde geçmiştir. Fakat yukarıdaki tüm seriler için hesaplanan Durbin Watson istatistiği otokorelasyonlu bölgeye düşmüştür. Yani tahmin etmiş olduğumuz regresyon denklemlerinin vermiş olduğu hatalar rassal olarak dağılmamıştır. Bundan dolayı hataları rassal olarak dağılmayan serilerin tahmin amacıyla kullanılması istatistiksel bakımdan mümkün değildir. Fakat regresyon denklemiyle açıklanmayan hata kareler toplamı üssel düzeltme teknikleriyle kıyaslandığında daha fazla olarak hesaplanmıştır.

Zaman serileri için analiz etme insansal girdinin minimum düzeyde olduğu bir yapı sergiler. Buna karşılık zaman serileri için model oluşturmada daha kesin ve anlamlı ölçüde insansal yargının var olmasını gerektirir.

Uygulamış olduğumuz tüm zaman serileri için birinci dereceden fark alma serilerin durağan olmayan yapılarını elimine etmiş ve seriyi durağan yapıya dönüştürmüştür.

Zaman serileri analizi için yapılacak ilk iş serinin grafiğinin çizilmesidir. Bunu takiben seriye ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının hesaplanması gerekmektedir. Eğer seri için hesaplanan otokorelasyon 1 veya 2. gecikmeden sonra sifıra yaklaşıyorsa serinin orijinal yönünden istatistiksel olarak dengeli yani durağan olduğunu söyleyebiliriz. Şayet seri durağan dışılık bir eğilim sergiliyorsa serinin durağan yapıya dönüştürülmesi için birinci dereceden farkları alınır ve farkı alınan seri için tekrar çeşitli gecikmelerdeki otokorelasyon değerleri hesaplanır. Hesaplanan otokorelasyon değerleri 1 veya 2. gecikmeden sonra sifıra yaklaşıyorsa farkı alınmış seri durağan yapıya dönüşmüştür. Durağan veya çeşitli derecelerden farkı alınarak durağan yapıya dönüştürülmüş serilerdeki muhtemelen mevcut olan kalıpların (rassallığın dışındaki) belirlenmesi için otokorelasyon fonksiyonunu analiz ederiz. Seriyeye ait otokorelasyonun incelenmesi neticesinde üç tane kalıbın seride mevcut olabileceği ihtimalini düşünebiliriz. Bu ihtimaller:

Seride mevsimlik faktörün var olması: Örneğin, seri her dört ya da on iki dönemlik gecikmelerdeki otokorelasyon değerleri sıfırdan anlamlı şekilde farklı değerler veriyorsa seride mevsimlik bileşenin var olduğunu söyleyebiliriz.

Seri hareketli ortalama MA(q) veya otoregresif AR(p) süreçleri içeriyorsa: Örneğin, otokorelasyon fonksiyonları üssel olarak azalıyorsa buna ilaveten kısmi otokorelasyonlardan birinin sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olması otoregresif sürecin olduğunu gösterir.

Son olarak seri istatistiksel dengenin olmadığı bir eğilim sergilediği gibi hareketli ortalama ve otoregresif süreçleri içeren bir yapı da sergileyebilir. İşte Box Jenkins modeller yardımıyla herhangi bir serinin durağan olup olmadığı araştırılabilir. Seri içinde rassal hataların rassal

dağılımının ötesinde seri içindeki mevsimlik, otoregresif AR(P) ve hareketli ortalama süreçleri belirlenebilir.

Seri için belirlenen optimum modelin mevsimlik, hareketli ortalama ve otoregresif bileşenlerine ait parametrelerin tahmini yapılır. Bunu takiben tahmin edilmiş parametreler istatistik testlerden geçirilir. Başarılı şekilde istatistik testlerden geçmiş tanımlanmış model parametreleriyle yapılan tahminlerin rassal dağılıp dağılmadığı araştırılır. (Hataların rassal dağılıp dağılmadığının araştırılmasında Box-Pierce istatistiği kullanılır.) Eğer hataların rassal bir dağılım sergilemesi durumunda tanımlanmış Box-Jenkins modeli başarılı bir şekilde uygunluk testlerinden geçmiş demektir. Serideki örneklem içi hataların rassal dağılmaması durumunda tekrar başa dönülür ve başka bir Box-Jenkins ARIMA (p, d, q) modelinin tanımlaması yapılır. Son olarak başarılı bir şekilde istatistik testlerden geçmiş örneklem içi hatalar rassal dağılım sergilemiş bir modelin tahmin amacıyla kullanılması rasyoneldir.

Box-Jenkins metodu aynı şekilde yukarıda adı geçen serilere uygulanmıştır. GSMH serisi için ARIMA (1, 1, 0), İhracat serisi için ARIMA (0, 1, 3), İthalat serisi için ARIMA (0, 1, 2), İşsizlik zaman serisi için ARIMA (1, 1, 1) (0, 0, 0) ve TFI serisi için ise ARIMA (1, 0, 0) (0, 0, 0) model tiplmesi uygun olduğu saptanmıştır.

ARIMA modelleri ile elde edilen hata kareler toplamı, düzeltme tekniklerine kıyasla daha az olmuştur. Fakat bu teknikten azami ölçüde istifade edebilmek için model tiplmelerinin tahminci tarafından iyi bir şekilde anlaşılması gerekmektedir. ARIMA tahmin tekniklerinin üstünlüğü, zaman serisinin aşamaları arasındaki denetimin yanı sıra alternatif modeller sunmasından ileri gelmektedir.

Zaman serileri için mevcut sayısal teknikler çevresel faktörlerin değişmesi durumunda yetersiz kalırlar. Çünkü bu teknikler tahmin sistemi etkileyen faktörleri belirlemek için girişimde bulunmaz. Ayrıca bu tekniklerin temel gayesi verinin tarihsel süreçteki izlemiş olduğu kalıpları

açığa çıkarmak ve açığa çıkan bu kalıplarda geleceğe ekstraplasyon yapmaktır. Şayet tahmin sistemini çevreleyen çevresel faktörler normal üstü değişirse sayısal zaman serisi tekniklerinin yeteriz kalmasından dolayı yargısal tahmin teknikleri ile normal üstü değişmeler tahmin sistemine taşınmalıdır.

Zaman serileri için öyle tahmin teknikleri bileşkesi seçilmelidirki, hem verinin tarihsel süreçteki izlemiş olduğu kalıpları geleceğe taşısın hem de çevresel faktörlerde normal üstü değişmeleri tahmin sistemine yansıtın.

Sonuç olarak incelenen zaman serilerinde mevcut olan kalıplarda gürültü (noise) ne kadar çok olursa tahmin tekniklerinin başarısı o ölçüde az olur. Çünkü sayısal tahmin teknikleriyle gürültü bileşeninin tahmini mümkün değildir. Fakat yine de tahmin teknikleri içerisinde birinin tercih edilerek kullanılması gerekmektedir. Tahmin tekniklerinden birinin tercih edilmesi ise güç olmaktadır. Çünkü her tekniğin kendine has avantaj ve dezavantajları vardır.

Uygulanan tahmin teknikleri, normal bir zaman serisi için istatistiksel olarak en basitinden en karmaşığına doğru gidildikçe tahmin doğruluğunu artırabilir. Fakat unutulmamalıdır ki, istatistiksel olarak karmaşık teknikler, uygulama yönünden daha basit olan tekniklere oranla daha pahalıdır. Sofistike tekniklerin uygulanması sonucunda oluşan tahmin doğruluğunun yarattığı marjinal katkı, bu tekniğin uygulanmasının yol açtığı maliyetten büyük olduğu sürece kullanılması ekonomik olarak rasyonel olacaktır.

KAYNAKLAR

- Anderson David R., Sweeney Devis J., Williams T. A., **An İntroduction To Manegemet Science**, West Publishing Press U.S.A 1988 s. 629
- Anderson, Distribution of The Serial Correlation Coefficient, **Annual of Mathematical Statistics**, vol 13, 1942 s. 1-15.
- Anderson, O. D., **Time Series Analysis and Forecasting**, Butterworth London, 1976.
- Armstrang, **Long Range Forecasting**, Jehn Wilten Press, New-York 1978, s. 277.
- Akkaya Şahin, **Ekonometri I**, Anadolu Matbaacılık, İzmir 1990.
- Barlett M. S., On The Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series, **Journal of Statistical Society**, vol. 8, 1946, s. 25-27
- Bromily P., Do Forecasts Produced by Organizations Reflect Anchoring and Adjustment?, **Journal of Forecasting** , vol. 6, 1987, s. 201-210
- Bunn D., G. Wright, Interaction of Judgmental and Statistical Forecasting: İssues and Analysis, **Management Science**, vol, 1991, s.501-518
- Burley T. A , G. O'sullivan, **Operational Resarch**, Macmillian Press, London 1990, s 189-195.
- Box G. E., Jenkins G. E., **Time Series Analysis: Forecasting and Control**, Holden - Day, San Francisco, 1963.

- Carbone R. A., Anderson vd., Comparing For Different Time Series Methods, The Value of Technical Expertise, Individualised Analysis and Judgmental Adjustment, *Management Science*, vol 29, b. 1983, s. 559-565.
- Chatfield C., **The Analysis of Time Series: Theory and Practice**, Chapman And Hall Press, London, 1975, s. 31-37
- Chatfield C., **The Analysis of Time Series: Theory and Practice**, Chapman And Hall Press, London, 1978, s. 31-37
- Cillov Haluk, **İstatistik Metodları**, İ.Ü. İktisat Fakültesi Yay., İstanbul 1984.
- Corker R. J., S. Holly, R. G. Elis, Uncertainty and Forecast Precision International, *Journal of Forecasting*, vol 2, 1986, s. 53-70.
- Dolrymple D. J., Soks Forecasting Methods and Accuracy, **Business Horizons** vol. 18, 1975, s. 69-73.
- Dolrymple D. J., Sales Forecasting Practices: Results of a USA Survey, **International Journal of Forecasting**, vol. 3, 1987, s 379-392
- Ertek Tümay, **Ekonometriye Giriş**, Ekin Yayınları, İstanbul 1982.
- Fildes Robert, **Quantitative Forecasting Models**, A Survey and Evoliation, Forecasting and Planning Saxon House, 1978.
- Fildes Robert, **Quantitative Forecasting**, The State of The Art, Manchester Business School, 1979.
- Fildes Robert, E. J. Lusk **The Choice of Forecasting Model**, *Omega* vol. 12, 1984, s. 427-35.

Fildes Robert, **Forecasting: The issues**, *The Handbook of Forecasting*, New-York
1987, s.150-170

Herrison P. J., **Short Term Forecasting** *Journal of The Royal Statistical Society* vol
14, 1965, s. 102-105.

Hirschey Mark, J. L. Papas, **Managerial Economics**, The Dryden Press, Tokyo 1987, s.
153-160

Hiç Mükerrerem, **Para Teroisi**, Ar Yayın Dağıtım, İstanbul 1982.

Hooker R. H., **The Suspension of The Berlin Produce Exchange and its Effects Upon
Corn Prices** *Journal of Statistical Society*, vol. 64, 1901, s. 574-603

Gaeth G. J., J. Shanteau, **Reducing The Influence of Irrelevant Information on
Experienced Decision Makers**, *Organizational Behaviour and Human
Performance*, vol. 33, 1984, s. 263-282.

Gardner E. S., Ed. McKenzie, **Forecasting Trends In Time Series**, *Management Science*,
vol 31, 1985, s. 1237-1245.

Genceli Mehmet, **Ekonometride İstatistik İlkeler**, Filiz Kitabevi, İstanbul 1989.

Goodwin P., G. Wright, **Improving Judgmental Time Series Forecasting: A Review of
The Guidance Provided by Research**, *International Journal of Forecasting*,
vol. 9, 1993, s. 147-161

Johnston J., **Econometric Methods**, Mc Graw-Hill, Tokyo 1988.

Judge G. G., R. Carter vd., **Introduction to The Theory and Practice of
Econometrics**, John Willey & Sons Press, Kanada 1988, s. 675-680

Kayım Halil, **İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri**, H.Ü.I.I.B.F. Yay., Ankara 1986, s. 10-25

Kleinmuntz B., Why We Still Use Our Heads Instead of Formulas: Toward an integrative approach, **Psychological Bulletin**, vol. 107, 1990, s. 296-310

Kılıçbay Ahmet, **Uygulamalı Ekonometri**, Filiz Yayınevi, 1983 İstanbul, s.385-395.

Koutsoiyonis A., **Ekonometri Kuramı** (Çeviren: Ümit Şenesen, Gülay Şenesen) Teori Yayınları, İstanbul 1990, s. 442-444

Lawrence M. J. , Edmundson vd., An Examination of The Accuracy of Judgmental Extrapolation of Time Series, **International Journal of Forecasting**, vol. 1, 1985, s. 25-35

Little D. C. Models and Manegers: **The Concept of a Decision Calculus**, Management Science 16, 1984, s. 460-485.

Maddala G. S., **Introduction to Econometrics**, Macmillian Press, New-York 1988, s. 32.

Makridakis S , A Survey of Time Series, **International Statistical Review**, vol. 44, 1976, s. 59-65

Makridakis, Wheel wright, SC 9, **Forecasting Methods for Management**, Wiley-Interscience, New York, 1977.

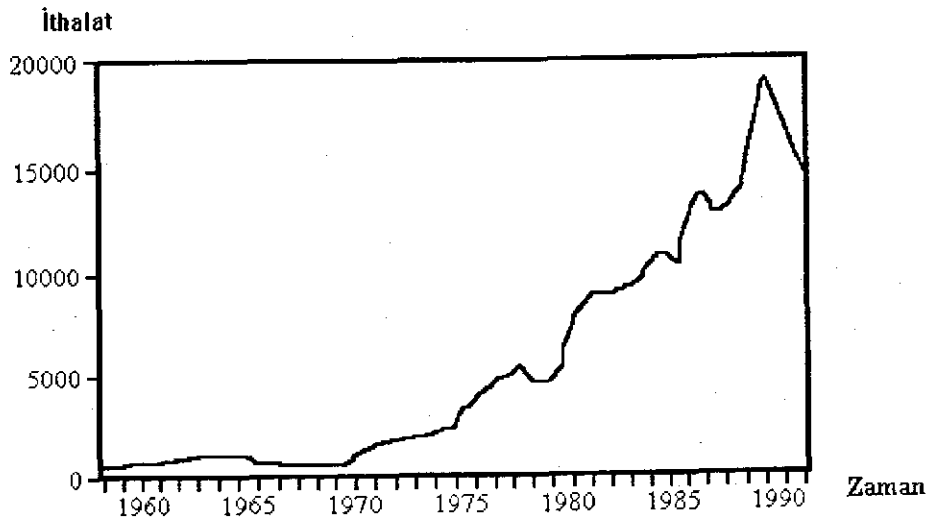
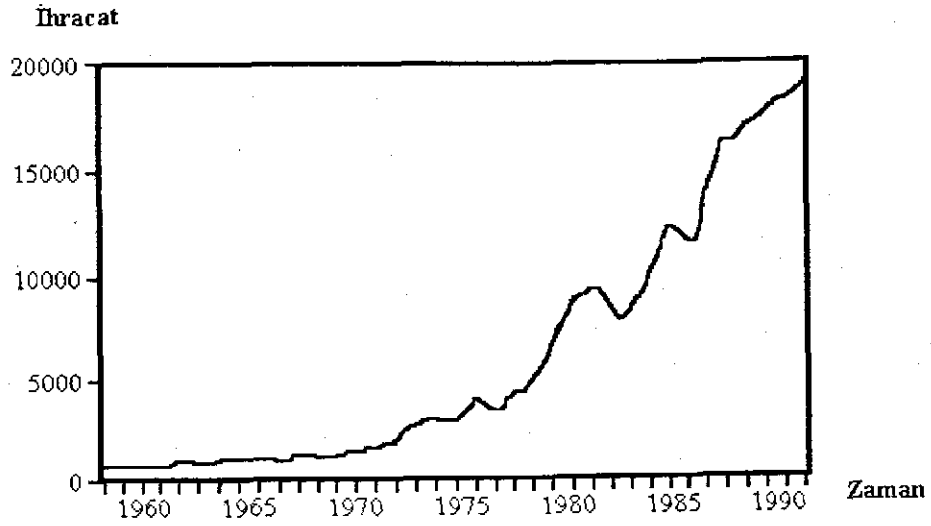
Makridakis, Time Serien Analysis and Forecasting: An Update and Evaluation, **International Statistical Review**, vol 46, 1978, s. 250-275.

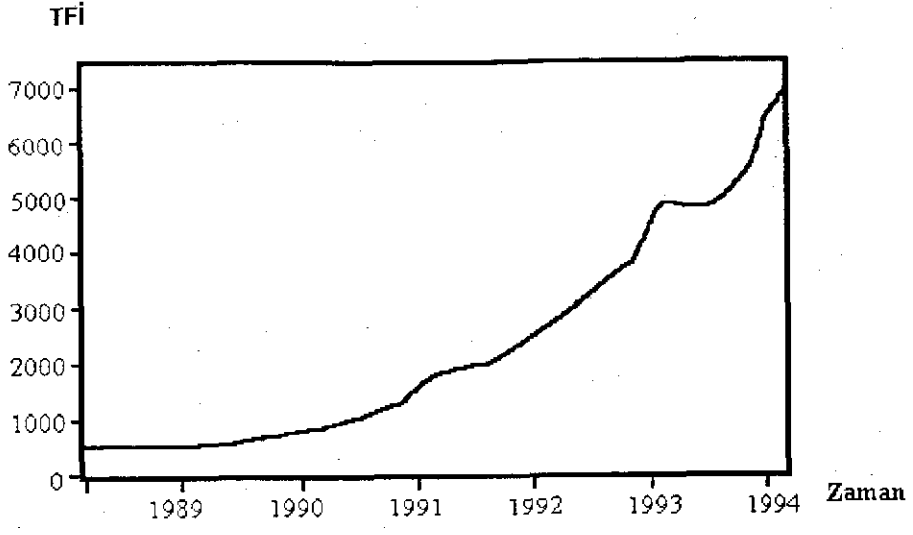
Makridakis S., Anderson vd., The Accuracy of Extrapolation Methods: Results of a Forecasting Competition, **Journal of Forecasting**, vol. 1, 1982, s. 111-112

- Makridakis, Wheelwright, McGee, **Forecasting: Methods and Applications**, John Wiley & Sons Press, Singapore 1983, s. 1-35
- Mentzer, Cox, Familiarity Application and Performance of Sales Forecasting Techniques, **Journal of Forecasting**, vol. 3, 1984, s. 30-36
- Nerlove M., S. Wage, On The Optimality of Adoptive Forecasting, **Journal of American Statistical Association**, vol. 55, 1964, s. 290-306
- Neter JW., Whitmore GA., **Fundamental Statistics for Business and Economics**, Boston 1973
- Neter, John vd., **Applied Statistics Allyn and Bacon Press**, Boston 1978
- O'Connor, M J Lawrence, An Examination of The Accuracy of The Judgmental Confidence Intervals in Time Series Forecasting, **Journal of Forecasting**, vol. 8, 1989, s. 141-155.
- Poynting J. H., A Comparison of The Fluctuations in The Price of Wheat and in The Cotton and Silk Imports Into Great Britain, **Journal of The Statistical Society**, vol. 47, 1984, s. 345-360
- Spencer, On The Graduation of The Rates of Sickness and Mortality, **Journal of The Institute of Actuaries**, vol. 38, 1904, s. 334-368.
- Stewart Jon, **Econometrics**, Philip Alan Press, London 1991, s. 209-215
- Quenouille M. H., The Joint Distribution of Serial Correlation Coefficients, **Annals of Mathematical Statistics**, vol. 20, 1949, s. 560-570.

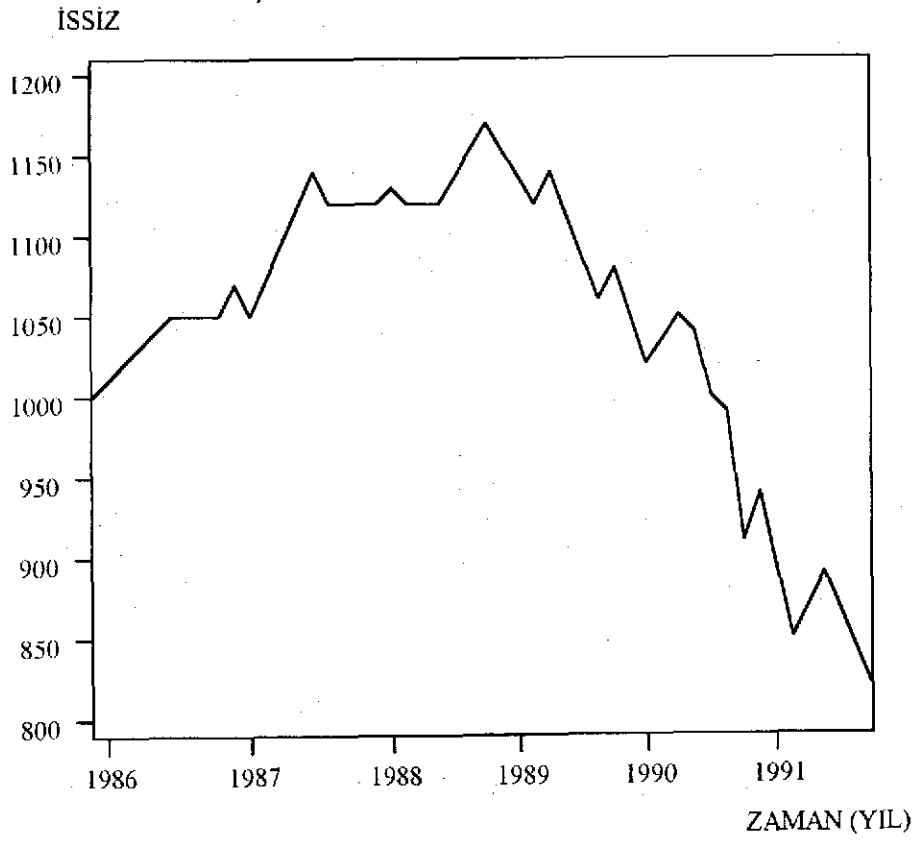
EK 1

İTHALAT VE İHRACAT (Değer) ZAMAN SERİSİ

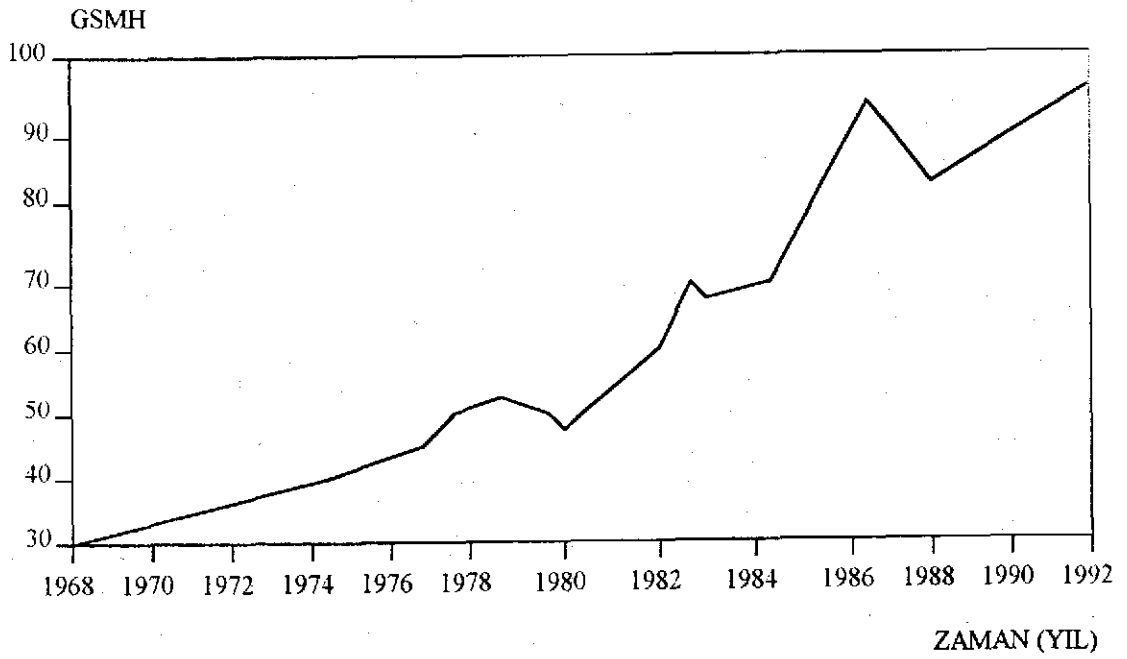


TÜKETECİ FİYAT İNDEKS ZAMAN SERİSİ GRAFİĞİ (1987=100)

İSSİZ ZAMAN SERİ GRAFİĞİ



GSMH ZAMAN SERİ GRAFİĞİ



EK II
TFİ (1987 = 100)

1989.01	228.60	237.00	244.20	259.40	267.30	272.90
1989.07	281.20	291.10	307.50	326.50	340.70	348.60
1990.01	362.00	378.00	397.60	424.00	437.30	443.60
1990.07	439.50	450.70	489.90	523.40	549.60	559.20
1991.01	586.40	618.20	645.20	687.50	710.40	731.40
1991.07	741.00	770.00	817.40	871.50	917.00	957.00
1992.01	1046.7	1099.4	1152.9	1196.2	1206.2	1212.6
1992.07	1228.6	1275.5	1370.5	1474.1	1546.0	1588.3
1993.01	1672.3	1738.8	1821.7	1901.6	1991.4	2027.9
1993.07	2126.9	2183.7	2305.8	2464.7	2622.3	2717.2
1994.01	2837.0	3007.0	3163.3	3944.8	4337.4	4377.0
1994.07	4452.6	4543.1	4868.3	5330.4	5761.9	6127.0

G.S.M.H. (10)⁶ Milyon (1987 Fiyatlarıyla)

1965				30.6	32
1970	33.5	36.0	39.4	41.4	43.0
1975	45.7	49.9	51.5	52.2	51.8
1980	50.6	53.3	55.3	57.9	62.4
1985	65.1	70.0	76.0	77.1	78.8
1990	86.1	96.5	91.6	97.2	

İTHALAT VE İHRACAT (Değer) ZAMAN SERİSİ
(\$000)

YIL	İTHALAT	İHRACAT
1958	315098	247271
1959	469982	353799
1960	467541	320731
1961	507205	346740
1962	619447	381197
1963	687616	368087
1964	537229	410771
1965	571953	463738
1966	718269	490508
1967	684669	522334
1968	763659	496419
1969	801236	536834
1970	947604	588476
1971	1170841	676602
1972	1562554	884969
1973	2086214	1317083
1974	3777559	1532182
1975	4738559	1401075
1976	5128647	1960214
1977	5796278	1753026
1978	4599024	2288163
1979	5069431	2261157
1980	7909443	2910122
1981	8933365	4702934
1982	8842664	5745973
1983	9235001	5727833
1984	10756922	7133602
1985	11343375	7958008
1986	11104770	7456724
1987	14157805	10190047
1988	14335396	11662021
1989	15792143	11624692
1990	22302260	12959288
1991	21047236	13593256
1992	22871588	14715687
1993	29428428	15345547
1994	23270984	18106520

İŞSİZLİK ZAMAN SERİSİ

1986.1	996703.0	1019908	1039913	1050679	1058634	1056879
1986.07	1061131	1061999	1076822	1076538	1074459	1081306
1987.01	1093882	1104640	1126199	1137106	1128866	1128686
1987.07	1123366	1123922	1130562	1127629	1128416	1134884
1988.01	1143240	1149495	1155081	1154503	1151332	1153475
1988.07	1153762	1157642	1162556	1161560	1159496	1162548
1989.01	1170864	1108172	1119171	1112148	1091935	1066102
1989.07	1056214	1071157	1049395	1036853	1022469	1009840
1990.01	1011711	1018890	1030810	1002707	1014035	1008803
1990.07	977524.0	966825.0	955831.0	953126.0	917755.0	896132.0
1991.01	881408.0	872095.0	874874.0	887115.0	875316.0	855407.0
1991.07	841946.0	847507.0	861993.0	848092.0	836820.0	825567.0

