ZAMAN SERİLERİNDE
MÜDAHALE ANALİZ TEKNİKLERİ
ÜZERİNE BİR ÇALIŞMA

Merve GÜNEŞ

Yüksek Lisans Tezi
Matematik Anabilim Dalı
Danışman: Yrd.Doç.Dr. Nurkut Nuray URGAN

2010

T.C.

NAMIK KEMAL ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ZAMAN SERİLERİNDE MÜDAHALE ANALİZ TEKNİKLERİ ÜZERİNE BİR ÇALIŞMA

Merve GÜNEŞ

MATEMATİK ANABİLİM DALI

DANIŞMAN: YRD.DOÇ.DR NURKUT NURAY URGAN

TEKİRDAĞ-2010

Yrd. Doç. Dr. Nurkut Nuray URGAN danışmanlığında, **Merve GÜNEŞ** tarafından hazırlanan bu çalışma aşağıdaki jüri tarafından Matematik Anabilim Dalı'nda yüksek lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Juri Başkanı : Prof. Dr. Rıfat MİRKASİM *İmza* :

Üye : Prof. Dr. Müjgan TEZ *İmza* :

Üye : Yrd. Doç. Dr. Nurkut Nuray URGAN *İmza* :

Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulunun ………………. tarih ve ………………. sayılı kararıyla onaylanmıştır.

Doç. Dr. Fatih KONUKCU
Enstitü Müdürü

ÖZET

Yüksek Lisans Tezi

ZAMAN SERİLERİNDE
MÜDAHALE ANALİZ TEKNİKLERİ ÜZERİNE BİR ÇALIŞMA

Merve GÜNEŞ

Namık Kemal Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Matematik Anabilim Dalı

Danışman : Yrd.Doç.Dr. Nurkut Nuray URGAN

Günümüzde sıkça karşılaşan istatistik tahmin yöntemlerden biri zaman serileri analizidir. Bu çalışmada zaman serilerinin analiz edilmesi için müdahale analiz tekniği kullanılmıştır. Veri toplama aşamasında, Merkez Bankasının sitesinden Türkiye'nin aylık ihracat miktarlarını gösteren 216 veri değeri alınmıştır. Uygulama kapsamında Türkiye'de yaşanan 2001 krizi müdahale olayı olarak kabul edilmiş ve bu olayın seri değerleri üzerindeki etkisi müdahale analiz tekniği kullanılarak modellenmeye çalışılmıştır. Öncelikle seri değerleri, 2001 krizi öncesi ve sonrası olmak üzere iki kısıma ayrılmıştır. İlk kısım üzerinde ARIMA model kurma süreci uygulanmış, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları yardımıyla bu kısmı temsil edecek bir ARIMA model önerilmiştir. İkinci kısımda, olayın olup olmadığını simgeleyen bir deterministik fonksiyona, müdahale öncesi seri için önerilen ARIMA model eklenerek, genel müdahale modeli tanımı yapılmıştır. Elde edilen müdahale modeli regresyon modele dönüştürülerek, istatistiksel testler yardımıyla parametre kestirimleri yapılmıştır. Daha sonra bu model ihracat verilerinin gelecek dönem değerlerinin tahmin edilmesinde kullanılmıştır.

Anahtar kelimeler: zaman serileri, ARIMA modeller, müdahale analizi, etki analizi

2010 , 95 sayfa

ABSTRACT

MSc. Thesis

A STUDY ON INTERVENTION ANALYSIS TECHNIQUES
IN TIME SERIES

Merve GÜNEŞ

Namık Kemal University
Graduate School of Natural and Applied Sciences
Department of Mathematics

Supervisor : Assist. Prof. Dr Nurkat Nuray URGAN

Nowadays, one of the mostly encountered statistical forecasting methods is time series analysis. In this study, intervention analysis techniques has been used in order to analyse time series. In the data collection stage, 216 data that shows the amount of monthly export value of Turkey were taken from the site of the Central Bank. Within the scope of application, 2001 crisis in Turkey has been accepted as intervention event and its impact on the serial values has been modeled using the technique of intervention analysis. Firstly, all serial values has been divided into two parts, including before and after the 2001 crisis. ARIMA model building process has been applied on the first part and then, an ARIMA model representing this part has been suggested with the help of autocorrelation and partial autocorrelation functions. In the second part, the general definition of the intervention model has been obtained by adding a deterministic function representing whether or not the event occurs to proposed ARIMA model for pre-intervention series. Intervention model obtained has been converted to regression model and then model parameters have been estimated with the help of statistical test. Afterwards, this model has been used to forecast Turkey's future export value.

Keywords : time series, ARIMA models, intervention analysis, impact analysis

2010 , 95 pages

ÖNSÖZ

Zamana bağlı ardışık olarak elde edilen gözlemlerden veri elde etme yöntemiyle geçmişten günümüze her alanda karşılaşılmaktadır. İş, endüstri, ekonomi, tarım, biyoloji bilimleri, çevre bilimleri gibi pek çok çalışma alanı, kendi konularını kapsayan zamana bağlı bu tip veriler üzerinde çalışarak, verilerini analiz etmektedir. Bu verilerin elde edilmesiyle gelecekte nelerle karşılaşılacağına yönelik sorular, zaman serilerinin analiz edilmesini gerekli kılmıştır. Zaman serilerinin analiz edilmesinin temelde iki amacı vardır: İlki gözlemlenen serileri ortaya çıkaran stokastik mekanizmanın anlaşılması ya da modellenmesi, ikincisi ise serinin ya da bu seriyle ilişki içerisinde olan diğer seri veya faktörlerin geçmiş değerleri temel alınarak, incelenen serinin gelecek değerlerinin kestirilebilmesi veya tahminlenebilmesidir. Bir olaya ilişkin verilen bir karar ya da yapılan bir iş, serilerin gelecek değerlerine yönelik yapılan bu tahmin sonuçlarıyla desteklenmektedir. Günümüzde zaman serilerinin analiz edilmesinde bazı istatistik paket programlarından faydanılmaktadır. Bu programlar, istatistik anlamda teorik altyapısı yetersiz analizcilerin bile kendi konularına ait verilerini kolaylıkla modellemesine ve bu modeller aracılığıyla öngörülerde bulunmasına olanak sağlamaktadır.

Zaman serisi üzerinde etki yaratan bir olay ya da müdahalenin bir model kapsamında değerlendirilmesiyle zaman serilerinde müdahale analizi kavramı ortaya çıkmıştır. 1975 yılında Box ve Jenkins'in temellerini attığı bu teknik, stokastik ve deterministik bileşenden oluşan bir model yapısını kurma üzerine yoğunlaşmıştır. Stokastik bileşen, bilinen mevsimsel veya mevsimsel olmayan ARIMA model kurma sürecinin uygulanmasıyla elde edilirken, deterministik bileşen indikatör adı verilen 0 ve 1 değerlerini alan fonksiyonlarla ifade edilmektedir. Müdahale analiz tekniği, belirgin bir olayın seri üzerinde yarattığı etkiyi ortaya koyma ve bu etkiyi modele yansıtma isteği sonucunda, özellikle çevre bilimleri ve ekonomi çalışmalarında, yeni gelişen bir teknik olarak kendini göstermektedir.

Tez çalışması kapsamında zaman serilerine ait temel kavramlardan ve zaman serisi analizinin gelişim sürecinden bahsedilmektedir. Daha sonra müdahale analizinin stokastik yapısının ortaya konulmasını sağlayan mevsimsel olmayan ARIMA modeller durağan ve durağan-dışı seriler olmak üzere iki kısımda incelenirken, mevsimsel ARIMA modeller ayrı başlık altında anlatılmıştır. Daha sonraki bölümde müdahale analiz tekniğinin teorik alt yapısından bahsedilmiştir. Uygulama kısmı Türkiyenin aylık ihracat verileri üzerinde gerçekleştirilmiş olup, müdahale analizi kapsamında seriye uygun bir model önerilmiştir. Son kısımda önerilen modelle ve kullanılan teknikle ilgili açıklamalarda bulunulmuştur.

SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ

ACF	Otokorelasyon fonksiyonu
ADF	Pekiştirilmiş Dickey Fuller
AIC	Akaiki bilgi kriteri
AR(p)	Otoregresif süreç
ARMA(p,q)	Otoregresif hareketli ortalama süreci
ARIMA(p,d,q)	Otoregresif entegre hareketli ortalama süreci
SARIMA(P,D,Q)	Mevsimsel otoregresif entegre hareketli ortalama süreci
B	Geri öteleme işleci
BJ	Box-Jenkins
Bkz	Bakınız
CSS	Koşullu kareler toplamı
F	İleri öteleme operatörü
LS	En Küçük kareler
MA(q)	Hareketli ortalama süreci
ML	Maximum benzerlik
PACF	Kısmi otokorelasyon fonksiyonu
SACF	Örneklem otokorelasyon fonksiyonu
SBC	Schwartz Bayesian kriteri
SPCF	Örneklem kısmi otokorelasyon fonksiyonu
TFN	Transfer fonksiyon gürültüsü
TUIK	Türk İstatistik Enstitüsü
σ^2	Varyans
μ	Seri seviyesi (ortalama)
$N(\mu,\sigma^2)$	μ ortalamalı, σ^2 varyanslı normal dağılım
$\pi(B)$	π ağırlıklarını üreten fonksiyon
$\psi(B)$	ψ ağırlıklarını üreten fonksiyon
a_t	Kalıntı serisi
ϕ	AR sürecinin parametresi
θ	MA sürecinin parametresi
p	AR sürecinin derecesi
q	MA sürecinin derecesi
ρ_k	k gecikme değerindeki otokorelasyon
γ_k	k gecikme değerindeki otokovaryans
r_k	k gecikme değerindeki örneklem otokorelasyon değeri
E	Beklenen değer
k	Gecikme değeri
∇	Fark işleci
d	Fark derecesi
S	En küçük kareler fonksiyonu
$\hat{\phi}_1,\cdots,\hat{\phi}_p$	AR parametre kestirimi
$\hat{\theta}_1,\cdots,\hat{\theta}_q$	MA parametre kestirimi
$\hat{a}_t$	Kalıntı kestirimi
$\hat{r}_k$	Örneklem otokorelasyon fonksiyonunun kestirimi

P	Mevsimsel AR süreci derecesi
D	Mevsimsel serinin fark derecesi
Q	Mevsimsel MA süreci derecesi
Φ	Mevsimsel AR süreci parametresi
Θ	Mevsimsel MA süreci parametresi
s	Mevsimsellik periyodu
$\omega(B)$	Müdahale polinomu
$\delta(B)$	Müdahale polinomu
ξ_t	Müdahale indikatörü
$S(t)$	Basamak fonksiyonu
$P(t)$	Vurum fonksiyonu
β	Regresyon modele ait parametre matrisi
$\hat{\beta}$	Regresyon modele ait parametre kestirimleri

İÇİNDEKİLER

ŞEKİLLER DİZİNİ

ÇİZELGELER DİZİNİ

Sayfa No

1. GİRİŞ

Geçmişten faydalanarak geleceğe yönelik tahminlerde bulunmak, bir olaya ilişkin karar verme sürecinde geleceğe dair önemli ipuçları sunmaktadır. İş, endüstri ve bilimin hızla ilerlediği, teknolojinin ön plana çıkarak, rekabetin arttığı bu dönemlerde geleceğe yönelik verilen her karar, daha da kritik hale gelmektedir. Buna göre, George Santayana'nın da ifade etttiği üzere, geçmişini yorumlayamayanlar onu tekrar etmek zorunda kalırlar. Bu söz, geçmiş verileri inceleyerek geleceğe yönelik çıkarımlarda bulunmanın, günümüz koşullarında ne kadar önemli olduğunu vurgulamaktadır. Karşılaşılan bir problemi, verilerinin kendi geçmiş değerleri cinsinden inceleyen yöntem ise son günlerde politik, sosyal, ekonomi ve çevre bilimlerinde sıkça karşılaştığımız zaman serileri analizidir. Zaman serilerinin analiz edilmesinin iki temel amacı vardır. Bu amaçlardan ilki, seriyi oluşturan stokastik yapının modellenmesi ve ikincisi ise bu model yardımıyla geleceğe yönelik öngörülerde bulunulmasıdır.

Zaman serilerine yönelik geliştirilen en modern yaklaşım Box-Jenkins yöntemi olarakta bilinen ARIMA modellerdir. Bu modellerin klasik zaman serileri anlayışından daha üstün olmasının nedeni alt yapısının stokastik temeller üzerinde kurulu olmasıdır. ARIMA modeller tüm alanlarda kolaylıkla uygulanabilir yapılarından dolayı da tercih edilen yöntemler arasında yerini almıştır.

Çevresel, ekonomik ve bunun gibi sistemler içerisinde gözlemlenen bir zaman serisi üzerinde belirli bir olay, zaman serisinin gelişimi üzerinde etki yaratabilmektedir. Bu durum sosyal alanda bir kanun hükmünün yürürlüğe girmesinin zaman serisi üzerinde yaratacağı etkiler olabileceği gibi çevresel olaylarda hava kirliliği gibi durumlara yol açan etkilerde olabilmektedir. Box-Jenkins'in ve Hipel'in 1975 yıllarında yapmış olduğu çalışmalar, bu etkilerin ortaya konulmasında yeni bir yöntem ortaya çıkarmıştır. Müdahale analizi ya da etki analizi dediğimiz modelleme yöntemi transfer fonksiyon modeli temeline dayanmaktadır. Bir zaman serisinin bir sistem içerisinde birden fazla olaydan ve müdahaleden etkilenebileceği aşikardır. Bu durum müdahale analizinin uygulanabilmesi için bazı varsayımlarının kabul edilmesini gerektirmektedir.

Box-Jenkins'in 1975 yılında hazırladığı makalesinde, ekonomik ve çevresel problemlere yönelik örnek uygulamalar ile müdahale analiz tekniği tanımlanmıştır. Bu makale, müdahale analiz tekniğinin temellerinin atıldığı ilk çalışmalardandır ve müdahale analiz çalışmalarının birçoğu için referans oluşturmaktadır. Genel anlamda müdahale modelini oluşturan stokastik ve deterministik model yapıları ifade edilmiş, bu modellerin birleşimiyle müdahale modeli ortaya çıkarılmıştır. Çevresel örnek olarak, 1955-1972 yılları arasında Los Angeles kentinin havadaki kirlilik oranını temsil eden oksidan seviyesi ölçümlenmiştir. Mevsimsellik içeren bu verilerin seviyesinin değişimi üzerinde yeni tasarım arabaların etkisi, müdahale yöntemiyle modellenmeye çalışılmıştır. Diğer bir uygulamada ekonomik veriler üzerinde gerçekleştirilmiş, 1953-1972 yılları arasında Amerika'daki Tüketici Fiyatları Endeksi incelenerek, bu veriler üzerinde müdahale modeli uygulanmıştır.

Box-Jenkins'in, 1976 yılında yayımladığı "Time Series Analysis, Forecasting and Control" adlı kitabı zaman serileri analizlerinin ve zaman serilerine yönelik model oluşturma yöntemlerinin kılavuz kitabıdır. Kitabın 2008 yılındaki baskısında da müdahale analiz tekniğinin yapısı anlatılmış, müdahale analizinde kendi adlarında oluşturdukları Box-Tiao-Jenkins yöntemini kullanarak, tüketici fiyatları endeksindeki değişikliği temsil edecek örnek bir model, uygulama olarak sunulmuştur.

Hipel ve McLeod'un 1994 yılında yayımladığı kitap, çevresel sistemler ve su kaynakları konularında çalışmalar yapmak isteyenler için kaynak kitap niteliğindedir. Kitabın birinci bölümünde çevresel sistemler ve hidroloji bilimine ait temel kavramlar tanıtılmıştır. Bu sistemlerin incelenmesinde kullanılan istatistik yöntemlerden ARIMA modeller ve model kurma süreci ayrıntılarıyla ele alınmıştır. Kitabın son bölümlerinde müdahale modelinin temelini oluşturan transfer fonksiyon modelleri açıklanmış ve çoklu müdahale analizi yöntemi tanıtılmıştır.

Abdul Sattar Rashid Salim Al Khalidi 2002 yılında yapmış olduğu çalışma kapsamında, Bağdat şehrinden geçen Tigris nehri üzerinde su kirliliğini ölçümlemiş ve bu ölçümü yaparken zaman serilerinde müdahale analiz tekniğini kullanmıştır. Yaptığı çalışmada Bağdat şehrinin kuzeyini temsil eden bölgeyi birinci lokasyon, Bağdat şehrinin güneyini temsil eden bölgeyi de ikinci lokasyon olarak tanımlamıştır. Birinci lokasyon kirlilik etkisinin olmadığı zaman serisi kısmını, ikinci lokasyon ise şehrin atıkları dolayısıyla kirlenen zaman serisi kısmını göstermektedir. Nehrin her iki bölgesinden 48 hafta boyunca veri toplanmıştır. Her gözlem, altı değişkeni ifade eden altı ölçüm değerini içermektedir. Bu değişkenlerden üçü kimyasal, üçü bakteri değişkenleridir ve herbir değişken bir zaman serisi verisini oluşturmaktadır. Bu çalışma kapsamında caliform bakteri ele alınmış ve bu zaman serisi değişkenine ait veriler üzerinde müdahale analizinin tekniğinin uygulanmasıyla, seriyi yansıtan model kurulmuştur.

Zaman serileri analiziyle ilgili yabancı kaynaklar sayıca çoktur ama türkçe kaynak bulmak zordur. Bu konuda Sevüktekin ve Nargeleçekenler'in 2005 yılında yayımlamış olduğu "Zaman Serileri Analizi" adlı kitap, zaman serileriyle ilgili teorik bilgileri temel düzeyde anlatırken, E-WİEWS paket programı yardımıyla uygulama alanından örnekler sunmaktadır.

Tez çalışmasının birinci bölümünde zaman serileri ve müdahale analiz teknikleri üzerinde genel bir tanımlama yapılmaktadır. Bu bölüm kapsamında zaman serileri ve müdahale analiz teknikleri ile ilgili kaynaklar ve daha önce yapılan çalışmalar genel hatlarıyla yer almaktadır. Son olarak tezin kapsamı genel olarak sunulmaktadır.

Tez çalışmasının ikinci bölümünde zaman serilerine ait kuramsal temeller anlatılmaktadır. Bu bölüm kapsamında öncelikle zaman serisine ait literatürde sıkça karşımıza çıkabilecek temel kavramlar ifade edilmektedir. Aynı zamanda, zaman serileri için grafiksel örnekler sunularak, zaman serisi analizinin gelişimine yönelik tarihçe bilgisi verilmektedir. İkinci bölümün ikinci kısmında zaman serileri analizinde en bilinen yöntem olan Box-Jenkins modelleri durağan seriler, durağan-dışı seriler ve mevsimsel seriler olmak üzere üç kısımda tanıtılmaktadır. Model yapıları incelendikten sonra, mevsimsel ve mevsimsel olmayan seriler için ayrı ayrı model kurma sürecini kapsayan tanımlama, parametre tahminleri ve uygunluk testleri anlatılmaktadır. Son olarak Box-Jenkins yönteminin üstün ve zayıf yönleri ifade edilmektedir. İkinci bölümün en son kısmında uygulamanın konusunu oluşturan zaman serilerinde müdahale analiz teknikleri teorik olarak sunulmaktadır. Müdahale analizi kapsamında bu yöntemi kullanmanın avantajları, modeli oluşturuken kabul edilmesi gereken varsayımlar ifade edilmektedir. Aynı zamanda müdahale analiz teorisinin genel yapısı hakkında bilgi verilmektedir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde müdahale analiz yöntemini uygularken kullanılan materyal ve yöntemlerden bahsedilmektedir. Materyal olarak MINITAB, SPSS ve E-VIEWS istatistik paket programlarından faydalanılmıştır. Verilerin analizi ve istatistiki testleri, verilerin oluşturduğu serilere ait otokorelasyon, kısmi otokorelasyon grafikleri, parametre tahminleri ile uygunluk testleri sonuçları paket programlar kullanılarak elde edilmiştir. Aynı zamanda bu bölüm kapsamında müdahale analiz tekniğinin uygulanması için gerekli iki yöntem tanıtılmıştır. Bunlardan ilki mevsimsel olan serilerin ARIMA modelleme tekniğidir. Mevsimsel serileri modellemek üzere kullanılan yöntemlerden çarpımsal mevsimsel seriler modelleme tekniği, müdahale modelinin stokastik kısmını açıklayacak yöntem olarak incelenmektedir. İkincisi ise zaman serileri üzerindeki etkiyi deterministik ve stokastik bileşen olmak üzere ayrı ayrı iki kısımda inceleyen Box-Jenkins-Tiao müdahale analiz yöntemidir. Uygulama kapsamında bu yöntem ilk yöntemin sonuçlarıyla birlikte kullanılmaktadır ve bu yöntemin serilere nasıl uygulandığı bu bölümde ayrıntılarıyla ele alınmıştır.

Uygulama kısmını oluşturan üçüncü bölümde Türkiye'nin 1992-2009 yılları arasındaki aylık ihracat verileri incelenmektedir. Bu veriler üzerinde 2001 krizinin etkilerini incelemek üzere seri 2001 öncesi ve sonrası şeklinde iki kısma ayrılmaktadır. İlk kısım için ARIMA modelleme yöntemleri uygulanırken, ikinci kısımda seri değerleri üzerinde Box-Tiao-Jenkins müdahale yöntemi uygulanmaktadır. Uygulama aşamasında Al-Khalidi'nin su kirliliği üzerine yürütmüş olduğu çalışması temel alınmıştır.

Beşinci bölümde uygulamaya yönelik sonuçlar tartışılarak, konu hakkında öneriler sunulmaktadır.

2. KURAMSAL TEMELLER

2.1 Zaman Serileri ve Analizi

Zaman serisi verileri, değişkenlerin bir dönemden diğerine ardışık şekilde gözlendiği sayısal değerler hakkında bilgiler verir. Gözlenen verilerin zaman içerisinde ardışık bir biçimde olması gerekli bir koşul değildir. Fakat düzenli zaman aralıklarında dizinin gelişimini takip etmesi doğru analiz açısından önemlidir (Seddighi ve ark 2000).

Zaman serisi verileriyle günümüzde pek çok alanda karşılaşılmaktadır. Politik bilimler, ekonomi, psikoloji, sosyoloji, biyomedikal istatistik, meteoroloji gibi pek çok bilim zaman serileri verilerini analiz ederek öngörülerde bulunmaktadır (Yafee ve McGee 2000). Öncelikle bu kısımda zaman serilerine ait temel kavramlar, günümüzde sıkça karşılaştığımız zaman serisi örnekleri ve zaman serisi analizinin gelişim tarihi üzerinde durularak zaman serileriyle ile ilgili temel bilgiler sunulacaktır.

2.1.1 Temel Kavramlar

Bilim, mühendislik ve ticaretin çoğu dalında zaman içerisinde ardışık olarak ölçülen değişkenler vardır. Ülkemizde yaşayan hane halkının gelir düzeyinde yıl bazında gerçekleşen artışlar ve düşüşler, gazetelerde yayınlanan tüm dünyanın başkentlerindeki günlük hava sıcaklıkları, aylık olarak ölçülen şehir bazında havadaki kirlilik oranları gibi günlük hayatta karşımıza çıkabilecek veriler, zamana bağlı değişkenlerin ölçümlenmesi ile elde edilmektedirler. Buna göre bir değişken, örneklem aralığı olarak bilinen sabit bir aralık içerisinde zamana bağlı ardışık olarak ölçümlendiğinde, elde edilen veri bir zaman serisini oluşturmaktadır (Cowpertwait ve Metcalfe 2009). Granger ve Newbold (1986)'a göre bir zaman serisi zaman parametresiyle sıralanmış gözlemler dizisidir. Diğer bir anlatımla bir zaman serisi zaman içerisinde ardışık olarak üretilen gözlemler kümesidir. Zaman serisine ait gözlemler kümesi sürekliyse zaman serisi sürekli bir zaman serisi, zaman serisine ait gözlemler kümesi kesikliyse yani yıllık, aylık, haftalık gibi eşit zaman aralıklarında meydana geliyorsa zaman serisi kesikli zaman serisi olarak adlandırılmaktadır. Kesikli bir zaman serisi, sürekli bir zaman serisini örnekleyerek ya da zamanın bir bölümüne bir değişkeni yığarak elde edilebilmektedir (Box ve Jenkins 1976).

İncelenen bir zaman serisi trend, konjonktürel dalgalanma, devresel hareketler ve zaman gibi faktörleri içerebilmektedir. Faktörler arasında zaman dışındaki diğer etkiler için hesaplanan endeksler ile gözlemlerden söz konusu etkiler yok edilmelidir. Bu işlem sonucunda seri üzerinde zaman serisi analizleri uygulanabilmektedir. Bir zaman serisi kesin olarak tahminlenebiliyorsa deterministik zaman serisi olarak isimlendirilmektedir. Zaman serilerinde asıl amaç, gözlemlerle elde edilen değerlerin olasılık kuralları içerisinde saptanmasıdır. Bu tip serilere stokastik zaman serileri denmektedir (Kaya 1999).

İstatiksel modellemede ve çıkarımlarda zaman içerisinde farklı noktalarda gözlemlenen deneysel verilerin analizi, yeni ve daha önce benzeri görülmemiş problemlerin incelenmesi gerekliliği sonucunda ortaya çkmıştır. Zaman içerisindeki ardışık noktaların örneklenmesiyle karşılaşılan aşikar korelasyon, çoğu geleneksel istatiksel metodun uygulanılabilirliğini kısıtlamaktadır. Bu durum geleneksel istatiksel metotların ardışık gözlemlerin bağımsız ve benzer dağılım gösterdiği varsayımına geleneksel olarak bağlı olmalarından kaynaklanmaktadır. Bu zaman korelasyonları tarafından ortaya atılan matematiksel ve istatiksel sorulara yanıt bulmak amacıyla kullanılan sistematik yaklaşımlara zaman serileri analizi denmektedir (Shumway ve Stoffer 2006).

Zaman serilerinin analiz edilmesindeki ana amaçlar tanımlama, modelleme, tahmin ve kontrol olarak dört kısımdan oluşmaktadır. Buna göre;

1. **Tanımlama:** Özet istatistik bilgilerini ve/veya grafiksel metotları kullanarak zaman serisine ait veriyi açıklamaktır. Verilere ait zaman yolu grafiği bu aşamada çok önemlidir
2. **Modelleme:** Veri üreten süreci tanımlamak amacıyla uygun bir istatistiksel model bulmaktır. Belirli bir değişkene ait tek değişkenli bir model sadece bu değişkenin geçmiş değerlerine bağlıyken, belirli bir değişkene ait çok değişkenli model değişkenin sadece geçmiş değerlerine değil aynı zamanda diğer değişkenlerin şimdiki ve geçmiş değerlerine bağlı olabilir. Bir sonraki durumda tek bir serideki değişim diğer serideki değişimlerin açıklanmasına yardımcı olabilmektedir.Tüm modeller bir yaklaşımdır ve model kurma bir bilim sanatıdır.
3. **Tahmin:** Serinin gelecek değerlerinin tahmin edilmesidir. Tahminin bir temeli geleceğin geçmiş değerler gibi olmasını beklemekten ileri gelmektedir, diğer temeli ise ilişkili değişkenlerin değişim etkisini araştırmak üzere kullanılan çoklu modellere dayanır.
4. **Kontrol:** İyi tahminler ister endüstri süreçlerinde veya ekonomi veya bunun gibi süreçlerde olsun sürecin kontrole dayanması sonucu ortaya çıkar. Çoklu modellere dayanan tahminler bu tipten süreç modellemeleriyle bağlantılıdır.

Daha öncede ifade edildiği üzere ileriye yönelik tahminler yaparak gelecek hakkında fikir edinmenin en önemli yolu zaman serilerinin analiz edilmesidir. Zaman serisi analizlerinin yapılabilmesi için parametre tahminlerinde yanlılığa sebep olan ve ileri sürülen durağanlık gibi varsayımların göz önünde tutulmamasına yol açan trend, konjonktürel dalgalanma, mevsimlik etki ve rasgele değişkenliklerin kontrol edilmesi gerekmektedir (Kaya 1999).

Zaman serisi gözlem değerinin uzun dönemde (en az yedi yıl) artma ya da azalma yönünde gösterdiği genel eğilime trend, bu eğilimi açıklayan bileşene ise trend bileşeni denmektedir. Trend bileşeni zamana bağlı değişken üzerindeki genel eğilime neden olan uzun dönemli etkileri açıklar. Birbirini izleyen yılların, mevsimlerin, çeyrek yılların, ayların ya da günlerin aynı zaman noktalarında zaman serisi gözlem değerlerindeki bir artma ve bir azalma şeklindeki düzenli değişmeleri gösteren bileşen mevsimsel bileşendir. Mevsimsel değişmeler genellikle iklimle, saatle ya da geleneklerle ilişkilidir. Mevsimsel değişmeler dalga uzunluklarının birbirine eşit olması nedeniyle periyodik, tekrar tekrar meydana gelmiş olmalarından dolayı devirseldir. Mevsimsel değişmeler düzenli değişmeler olduğundan herhangibir zaman için etkileri daha kolay tahminlenebilmektedir. Trend düzeyi etrafında, iki ile on yıl ya da daha fazla yıllık zaman aralıklarıyla, herhangi bir dönemde, artma ya da azalma şeklinde tekrarlanabilen değişmelere konjonktürel değişmeler denir. Bu değişimi açıklayan periyodik olmayan ama devirsel olan bileşene ise konjonktürel bileşen denmektedir. Konjonktürün artma yönündeki etkisi trendin artış eğilimini arttırırken, azalması trendin artış hızının yavaşlamasına hatta durmasına neden olmaktadır. Beklenmedik olayların zaman serisi üzerindeki etkisiyle ortaya çıkan değişimler rassal değişimlerdir. Bu değişimi yansıtan rassal bileşen, zaman serisi üzerinde etki eden trend, konjonktürel ve mevsimsel etkiler arındırıldıktan sonra geride kalan açıklayıcı bileşendir (Özmen ve ark. 2006).

Zaman serileri deterministik veya stokastik bileşenler içermelerine göre iki ayrı süreç şeklinde analiz edilebilmektedir. Eğer bir süreç stokastik ise serinin her veri değeri, zamanın her noktasındaki altta yatan populasyona ait olasılık dağılımının örneklem ortalaması olarak görülebilir. Her dağılım çifti gözlemlenen değerler arasında kovaryansa sahiptir. Bir stokastik süreç ile ifade edilemeyen seriler deterministik süreç ile ifade edilebilirler. Deterministik süreçler, fizik ve matematik kurallarıyla öntanımlaması yapılabilen fonksiyonel ilişkilerdir. Bu ilişkiler bir olayın olması ya da olmamasını ifade edebilir. Kısaca kesin olarak hesaplanabilen yada formülize edilebilen fenomenler stokastik değil deterministik yapıda olacaktır (Yafee ve Mcgee 2000).

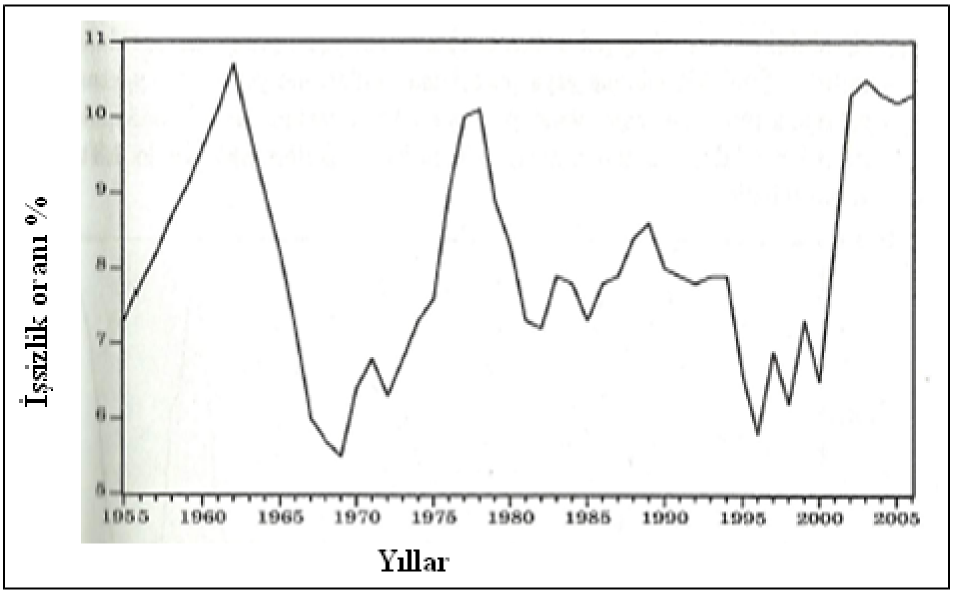
Zaman serilerinin en temel kavramlarından biri durağanlıktır. Buna göre seriler durağan olup olmamalarına göre iki kısımda incelenir. Durağan seriler, ortalama seviyesi etrafında sabit bir yayılma şeklinde oluşan istatistiksel dengenin bir çeşidi olarak karakterize edilirler (Box ve Jenkins 1976). Pratikte karşılaşılan çoğu zaman serisi entegre ya da durağan-dışıdır. Zaman serisinin karakteri zaman içerisinde değişiklik gösteriyorsa diğer bir ifadeyle durağanlık koşullarını sağlamıyorsa bu tür seriler durağan olmayan seriler olarak adlandırılmaktadır (Pindyck ve Rubinfeld 1991). Bu tür serilerin durağan hale dönüştürülmesi için Box-Jenkins (1976) tarafından önerilen yöntemle trend ve mevsimsellik, deterministik ve stokastik gibi bir ayrıma gidilmeksizin durağanlaştırmak için fark işlemi uygulanır.

Zaman serileri verilerini analiz etmek için kullanılan dört temel yaklaşım vardır. Bunlar düzleme, ayrışım modelleri, Box-Jenkins zaman serileri modelleri ve otoregresyon yöntemleri olarak adlandırılmaktadır. Tüm yöntemler dışdeğerbiçimden (extrapolasyon) yararlanmasına rağmen, genellikle üssel düzleme ve ayışım modelleri dışdeğerbiçime dayalı yöntemler olarak bilinmektedir. Tek değişkenli Box-Jenkins modelleri ise amacı seriyi tanımlamak olan ve seriyi etkileyen bileşenleri açıklamak yerine, tahminlerini formülleştirdiği model üzerine dayandıran, nedensel olmayan modeller olarak adlandırılmaktadır (Yafee ve McGee 2000). Bu modeller içerisinde Box-Jenkins modelleri tez kapsamında incelenecektir.

2.1.2 Bazı Temsili Zaman Serileri Örnekleri

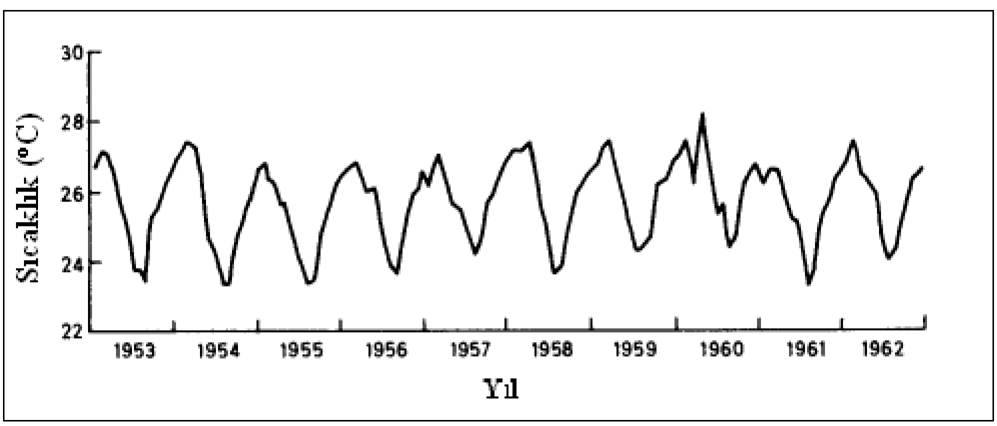
Pratikteki kullanım yoğunlukları dikkate alınarak gösterilen zaman serisi örnekleri Chatfield (1995)'in yapmış olduğu sıralama ve tanımlamayla aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

1. *Ekonomik Zaman Serileri:* Günümüzde çoğu zaman serisi ekonomik veriler yoluyla elde edilir. Örneğin günlük hisse senedi fiyatları, aylık ithalat-ihracat oranları, yıllık ortalama gelirler, firmaların aylık satış rakamları, sektörel üretim miktarları, yıllık istihdam oranları v.b dönemler itibariyle çok sayıda zaman serileri incelenmektedir. Şekil 2.1' de 1955-2006 yılları arasında ülkemizdeki işsizlik oranlarının grafiği gösterilmektedir.



Şekil 2.1: 1955-2006 yıllarına ait işsizlik oranı

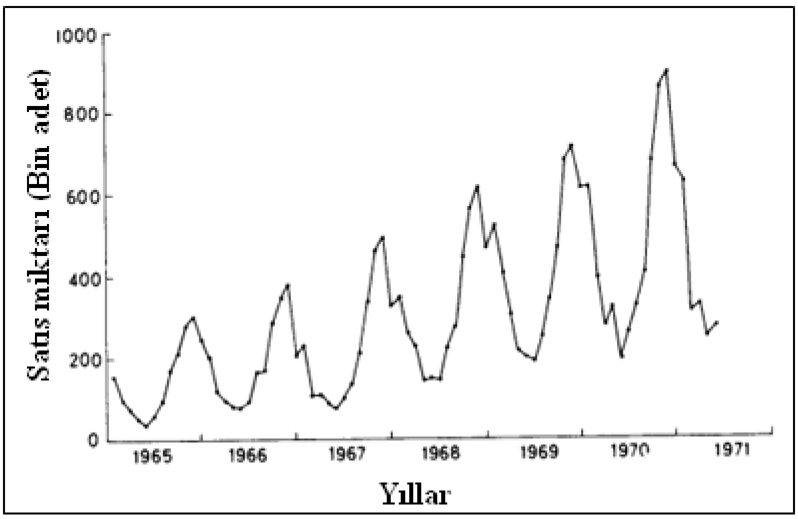
2. *Fiziksel Zaman Serileri*: Zaman serilerinin çoğu meteoroloji, denizcilik bilimleri ve jeofizik gibi fiziksel bilimlerde meydana gelmektedir. Bununla ilgili olarak birbirini takip eden günlerdeki yağış miktarları, hava sıcaklıklarının saat, gün ve ay bazında ardIşık ölçüm değerleri örnek verilebilinir. Şekil 2.2 ' de 1953'ten 1962 yılına kadarki veriler için her yıl birbirini takip eden ayların ortalaması alınarak elde edilen Brezilya'nın Recife şehrine ait yıl bazlı hava sıcaklıkları gösterilmektedir. Bu şekil fiziksel zaman serileri için bir örnek oluşturmaktadır.



Şekil 2.2: Brezilya, Recife'deki ardışık aylardaki ortalama hava sıcaklıkları

Bazı mekanik kaydediciler sürekli olarak ölçüm yaparak, zamanın kesikli aralıklarında elde edilen gözlemler yerine sürekli değerler üretirler. Örneğin bazı laboratuvarlarda sıcaklık ve nemi mümkün olduğunca sabit tutmak önemlidir ve bu değişkenleri sürekli olarak ölçmek üzere aygıtlarlar kullanılmaktadır. Bu aygıtların yaptığı ölçümler sonucunda elde edilen serileri analiz etmek için zamanın eşit aralıklarında onları örneklemek ve sayısallaştırmak analizcilere büyük oranda yardımcı olmaktadır. Sonuç olarak elde edilen bu verilere dayanarak üretilen zaman serileri fiziksel zaman serilerine örnek teşkil etmektedir.

3. *Pazarlama Zaman Serileri:* Birbirini takip eden haftalarda ya da aylarda elde edilen satış grafiklerinin analizi ticaret alanında çok önemli bir yere sahiptir. Örnek olarak ele aldığımızda Şekil 2.3' te bir şirketin yedi yıl boyunca birbirini takip eden aylarda mühendislik ürünlerinin satış miktarları gösterilmektedir.

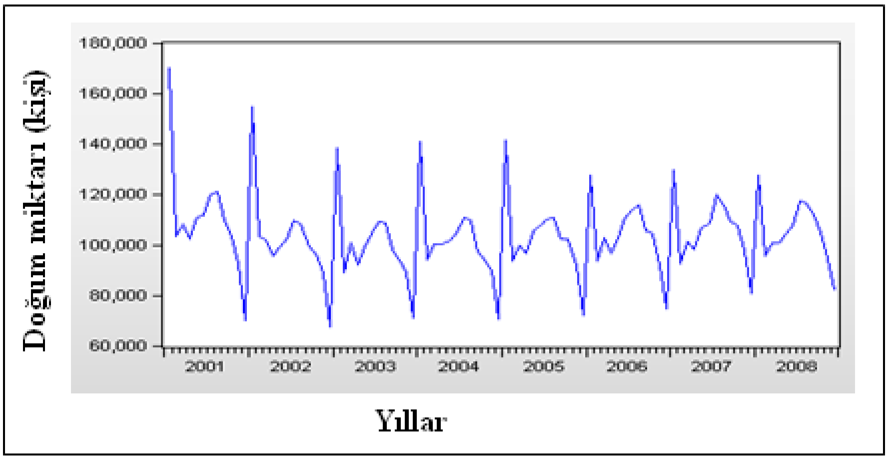


Şekil 2.3: Bir şirketinin ardışık aylarda yaptığı satış miktarı (bin adet)

Ekonomik veriler dikkate alındığında pazarlama verilerinin ekonomik verilerle ilişki içerisinde olduğu görülmektedir. Aynı zamanda şirketler açısından ürün planlamalarının yapılabilmesi için gelecek satışların tahmini çok büyük önem arz etmektedir. Buna ilave olarak, üretim ve pazarlamalarda satışa ait bir zaman serisini reklam masrafları gibi diğer zaman serileriyle birlikte incelemek doğru analiz yapmayı sağlayacaktır.

4. *Demografik Zaman Serileri:* Bu tip zaman serileri populasyon çalışmalarında kullanılmaktadır. Yıllık ortalama nüfus artışı, yıllık doğum ve ölüm oranları, yıllık ortalama boşanma ve evlenme oranları gibi demografik veriler bu tip zaman

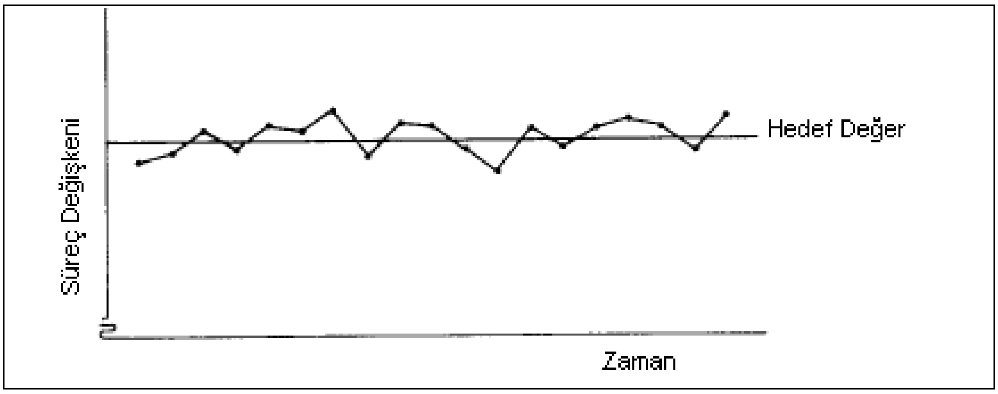
serilerindendir. Demografik zaman serisi analizleri geleceğe yönelik ülkenin ekonomik ve sosyal gelişimi üzerinde çalışmalar yürütülmesi amacıyla araştırmacılara kaynak sağlamaktadır. Ülkelerin nüfus durumları gelecekleri için önemli bilgi kaynağıdır. Demografik zaman serilerine örnek olarak Şekil 2.4' de gösterilen Türkiye'nin 2001-2008 yılları arasında birbirini takip eden aylardaki doğum sayılarındaki değişimi yansıtan bir zaman serisi incelenebilir. Bu zaman serisine ait veriler Türk İstatistik Enstitüsünden (TUIK) temin edilmiştir (http://www.tuik.gov.tr).



Şekil 2.4: Demografik zaman serisi örneği

Nufüsun ölçümlenmesini sağlayan bu zaman serileri yardımıyla nüfus istatistikçileri gelecek zamanlara ait tahmin yapabilmektedir.

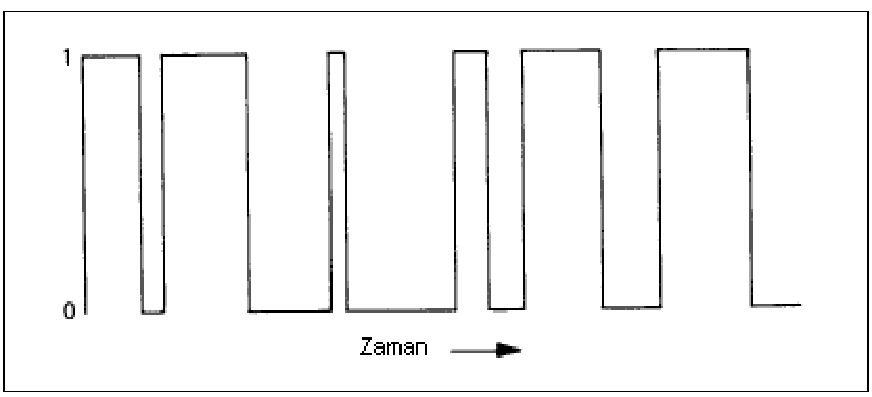
5. *Süreç Kontrol Serileri:* Süreç kontrolünde problem, sürecin kalitesini gösteren değişkenin ölçülmesiyle sürecin performansındaki değişikliği tespit etmektir. Bu ölçümler Şekil 2.5' te olduğu gibi zamana karşı grafikleştirilebilinir. Ölçüm değeri hedeflenen değerden çok fazla saptığında süreci kontrol etmek için uygun düzeltme işlemleri yapılmalıdır. Bu tarzdaki zaman serisi problemleri için özel teknikler geliştirilmiştir.



Şekil 2.5: Süreç kontrol şeması

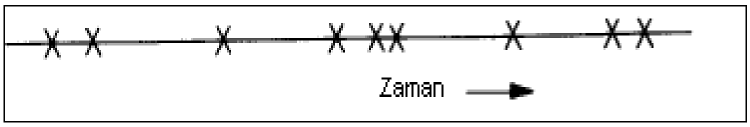
Bazı durumlarda, sorunu yaratan bir ya da birkaç kaynak ölçülebilinir ve bu ölçümler çıktı (output)'daki potansiyel sapmaları telafi etmek üzere kullanılabilmektedir. Bu tip işlemlere ileri-besleme (feedforward) kontrolleri denmektedir. Bazı durumlardaysa bozukluğun mevcut olduğunun tek kanıtı, çıktı sonucundaki hedeften sapmalar olmaktadır. Çıktıdaki bu sapma, düzeltmenin temeli olarak kullanıldığında bu işleme geri-besleme (feedback) kontrol adı verilmektedir. Bazı örneklerde ise bu iki kontrolün kullanılması gerekebilmektedir. Her iki kontrol tipinin mevcut olduğu işlemler ise feedforward-feedback kontrol olarak ifade edilmektedir (Box ve Jenkins 1976).

İkili (Binary) Süreç Serileri: Bu özel tip zaman serileri, gözlemlerin sadece 0 ve 1 olarak gösterilen iki değerden birini almasıyla meydana gelmektedir. Buna uygun bir örnek Şekil 2.6' da gösterilmektedir. İkili süreç olarak ifade edilen bu tip zaman serileri özellikle kominünikasyon teorisinde görülmektedir. Örneğin, bir anahtarın pozisyonu açık veya kapalı oluşuna göre bir veya sıfır olarak kaydedilebilinir. Böyle bir süreç Şekil 2.6' da gösterilmektedir.



Şekil 2.6: İkili sürecin bir gerçekleşmesi

Nokta Süreç Serileri: Zaman içerisinde rasgele meydana gelen olaylar serisi düşünüldüğünde farklı tipte bir zaman serisi ile karşılaşılmaktadır. Örneğin, bir yıl içerisinde gerçekleşen büyük demiryolu kazalarını ele aldığımızda yapılan kazalarda trenleri bakıma aldığımız zaman bizim için nokta süreçtir. Genel olarak bu tip olaylar serisine Şekil 2.7' de gösterildiği üzere nokta süreç adı verilmektedir. Bu tipteki gözlemler için belirli bir zaman periyodunda meydana gelen olayların dağılım sayısıyla, aynı zamanda olaylar arasındaki zaman aralığının dağılımıyla ilgilenilmektedir.



Şekil 2.7: Nokta sürecin bir gerçekleşmesi (X bir olayı gösterir)

2.1.3 Zaman Serileri Analizinin Tarihsel Gelişimi

Zaman serileri en eski zamanlardan bu yana doğa bilimlerinde çok önemli bir role sahip olmuştur. Babilli gökbilimciler yıldızların ve gezegenlerin pozisyonlarına bağlı zaman serilerini astronomik olayları tahmin etmek üzere kullanmışlardır. Babilliler için de geçerliliği olan zaman serileri prosedürünün arkasındaki temel metodolojik fikir, zaman serilerini birbirinden bağımsız fakat doğrudan gözlemlenemeyen sonlu sayıda bileşene ayrıştırmanın mümkün olacağıdır. Astronomideki bu temel metodolojik yaklaşım 19.yy ortalarında ekonomist Charles Babbage ve William Stanley Jevons tarafından kabul görmüştür. Klasik zaman serileri analizi olarak bildiğimiz farklı nedenlere dayalı gözlemlenemeyen bileşenlere ayrışım, Warren M. Persons tarafından 1919 yılında geliştirilmiştir. Persons zaman serilerini dört farklı bileşene ayırmıştır; (Kirchgässner ve ark. 2007)

- Uzun-süreli gelişim, trend
- Bir yıldan daha uzun periyotlu dönemsel bileşen, iş dönemi (konjonktürel)
- Bir yıl içerisindeki inişleri ve çıkışları kapsayan bileşen, mevsimsel dönem
- Trend, konjonktürel ve mevsimsel bileşene ait olmayan hareketleri içeren bileşen, rezidü (stokastik bileşen)

Zaman serilerinin özelliklerini belirlemek için Persons'ın geliştirmiş olduğu bu temel yönteme geleneksel (klasik) zaman serisi ayrışım yöntemi denir. Zaman serilerinin geleneksel ayrışım yöntemi, serideki trend, konjonktür, mevsim etkileri ve düzensiz hareketlerin ayrıştırılmasını inceler. Bu analiz yöntemi iyi ve modern bir yaklaşım olmamasına rağmen günümüzde hala sıkça kullanılmaktadır. (Sevüktekin ve ark. 2005)

Zaman serilerinin istatistiksel analizine 1970'lerden itibaren farklı bir yaklaşım uygulanmıştır. Klasik zaman serileri analizinin tanımlayıcı prosedürleri terk edilmiş ve yerine matematiksel istatistik ve olasılık teorisinin metot ve sonuçları kullanılmaya başlanmıştır. Bu durum zaman serilerini etkileyen stokastik hareketlerin rollerinin farklı değerlendirilmesine neden olmuştur. Klasik yaklaşım stokastik hareketleri zaman serileri yapısı içerisinde önemsemeyerek, bu stokastik hareketleri rezidü olarak ifade ederken, modern yaklaşım zaman serilerinin herbir bileşeni üzerinde stokastik etkinin mevcut olduğunu varsaymıştır (Kirchgässner ve ark. 2007). Olasılık kurallarına bağlı olarak zaman içerisinde gelişen istatistiksel fenomene stokastik proses adı verilmiş ve tüm zaman serisinin hareket kanunu stokastik proses olarak adlandırılmıştır. Sonuç olarak analiz edilen zaman serisi veri üretim prosesinin ya da stokastik prosesin bir gerçekleşmesi olarak kabul edilmiştir. (Box ve ark. 2008). Bu yöndeki ilk adımlar Rus istatistikçi Evgenij Evgenievich Slutzky ve İngiliz istatistikçi George Udny Yule tarafından son yüzyılın başlarında atılmıştır. Her ikisi de ekonomik zaman serileri gibi dönemsel özelliklere sahip zaman serilerinin pür rassal prosesin ağırlıklı veya ağırlıksız toplamı ya da farkını alarak üretilebileceğini göstermişlerdir. E.E Slutzky ve G.U. Yule zaman serilerini bir model olarak temsil etmek üzere hareketli ortalamalar ve otoregresif prosesleri geliştirmiştir. Herman Wold (1938) hazırlamış olduğu doktora tezinde bu yaklaşımları sistematikleştirmiş ve genelleştirmiştir. Bu proseslerin pratik kullanımlarının yaygınlaşması, bu modellere deneysel olarak uygulanabilecek metotlar geliştiren George E.P Box ve Gwilym M. Jenkins (1970) tarafından gerçekleştirilen çalışmalarla sağlanmıştır . Onlar farklı bileşenler fikrini terk etmiş ve zaman serisinin tüm üretim prosesi için tek bir ortak stokastik modelin olduğunu varsaymışlardır (Kirchgässner ve ark. 2007). Zaman serileri için model kurma dört aşamada gerçekleşmektedir. Yaklaşımdaki temel adımlar genel hatlarıyla zaman serisinin modelinin belirlenmesi ya da tanımlanması, parametre tahminlerinin yapılması, modelin geçerliliğinin istatistiksel testlerle kontrol edilmesi ve son aşama olarak önraporlama olarak ifade edilebilinmektedir (Sevüktekin ve ark. 2005).

1980'lerden itibaren zaman serisinin olası durağan olmama durumu ciddi bir şekilde ele alınmaya başlanmıştır. Çoğu deneysel zaman serileri ortalaması yokmuş gibi davranır. Bu tip zaman serileri durağan olmayan seriler olarak bilinmektedir. Aynı zamanda bu tip seriler kendi içlerinde lokal seviye adı verilen kısımlara bölündüğünde, bu seviyelerdeki zaman serisi parçaları birbirleriyle homojenlik gösterebilir yani serinin bir parçası başka bir parçasıyla aynı davranışı sergileyebilir.Bu durumda incelenen zaman serisi homojen durağan olmayan bir seri olarak tanımlanmaktadır. Bu tip homojen durağan olmayan davranışlar gösteren modeller üzerinde uygun prosesin farkı alınarak durağan duruma getirme çalışmaları yapılmıştır Bunun sonucunda Box ve Jenkins tarafında entegre süreç olarak yeni modeller geliştirilmeye başlanmıştır. (Box ve ark. 2008).

Bir dış etkenin zaman serisi üzerindeki etkisini incelemek amacıyla zaman serilerinde müdahale (etki) analizi çalışmaları yapılmaya başlanmıştır. Kısaca müdahale analizi, zaman serisinin ortalama seviyesi üzerinde insan kaynaklı ya da doğal müdahalelerin etkilerini analiz eden stokastik modelleme tekniği olarak tanımlanmaktadır. Müdahale analizi tekniği ilk olarak Box ve Tiao (1975)'nun yapmış olduğu çalışmada ifade edilmiş ve uygulama alanı en yoğun olan ekonomik ve çevre bilimlerine yönelik bir örnek üzerinde yöntemin uygulanma şekli gösterilmiştir. Bu çalışmanın yapıldığı yıl aynı zamanda Hipel (1975), Nil nehrinin ortalama akışı üzerinde Aswan Barajının etkilerini tespit ederek hidrolojiyi yenibir kavramla tanıştırmıştır. Müdahale analizi için oluşturulan müdahale modelinin temeli transfer fonksiyon gürültü modele (TFN) dayanmaktadır Bu teknik hem mevsimsel hem de mevsimsel olmayan verilerde kullanılabilmektedir (Hipel ve Mcleod 1994). Bunun yanı sıra Al- Khalidi'nin müdahale analiz yönteminin kullanılmasıyla su kirliliğinin ölçümlenmesi üzerine 2002'de yapmış olduğu çalışma, çevresel etki analizinin uygulanmasına yönelik örnek teşkil edecek bir çalışma olmuştur. Müdahale analizi ile ilgili Atkins (1979), Bhattacharyya ve Layton (1979), West and Harrison (1989), Harvey (1990) ile Pole, West ve Harrison (1994) yapmış olduğu çalışmalar müdahale analiz yöntemine genel bir yaklaşım sunmaktadır.

2.2 Box-Jenkins Yaklaşımı

Box-Jenkins yaklaşımı zaman serisi verileri analizleri için oldukça yaygın kullanılan yöntemlerden birisidir. Yöntemin bu kadar popüler olması, ele alınan herhangi bir seri durağan olsun olmasın, mevsimsel unsur içersin içermesin bilgisayar paket programlarıyla bir çözüme kavuşturulabilmesidir. Zaman serisi analizlerinde ve kestirimlerinde kullanılan genel ARIMA modeller, literatürde Box-Jenkins modelleri olarakta bilinmektedir (Sevüktekin, 2005).

Zaman serileri Box-Jenkins (BJ) model yaklaşımına göre durağan karakterde olup olmamalarına göre iki grupta incelenmektedir. BJ grubu modeller zamana bağlı olayların rasgele karakterde olması ve bu olaylarla ilgili zaman serilerinin stokastik süreç olduğu varsayımına dayanarak geliştirilmişlerdir. Ayrıca bu modellerde rasgele değişkenin zaman içinde rasgele ardışık olarak aldığı değerler arasında mevcut olan otokorelasyon en etkili şekilde dikkate alınır. Bu nedenlerden söz konusu modellere stokastik modeller adı verilmektedir (Özmen 1986).

Zaman serileri için model geliştirmeye başlandığında seriyi üreten stokastik sürecin zamana bağlı değişmez olduğu varsayımının kabul edip edilemeyeceği bilinmek istenir. Eğer stokastik süreç zaman içerisinde sabit bir davranış sergilerse yani durağansa diğer bir anlatımla yaklaşık olarak sabit bir ortalamayla bir denge içerisindeyse, süreç geçmiş verilerden tahminlenebilen sabit katsayılarla eşitlik şeklinde modellenebilmektedir. Durağan sürecin stokastik özelliklerinin zamana bağlı değişmez olduğu kabul edilmektedir. İş ve ekonomide karşılaşılan çoğu zaman serisi durağan prosesler tarafından üretilmemiştir. Eğer süreç durağan değilse, stokastik sürecin karakteri zaman içerisinde değişiklik göstermektedir. Bu durumda zaman serilerini basit cebirsel modellerle zamanın geçmiş ve gelecek aralıklarında ifade etmek zorlaşmaktadır. Durağan olmayan süreçleri modellemek zor olmasına rağmen bu süreçler durağan ya da yaklaşık olarak durağan duruma dönüştürülebilmektedir (Pindyck ve Rubinfeld 1991). Box-Jenkins yaklaşımına göre durağan ve durağan olmayan süreçler ile bu süreçlerin özellikleri ayrıntılarla ele alınacaktır.

2.2.1 Durağan Zaman Serisi Modelleri

Bir zaman serisinin ortalamasında sistematik bir değişme yoksa yani trend yapmıyorsa, varyansında sistematik bir değişme yoksa ve düzenli periyodik değişmeler ortaya çıkarmıyorsa seri durağandır denir. Kısaca durağan bir süreçte stokastik sürecin özellikleri zaman boyunca değişmemektedir. Zaman serilerinde olasılık teorilerinin çoğu durağan zaman serileriyle ilgilenmektedir ve bu nedenden dolayı bu teoride kullanmak üzere zaman serileri analizi, durağan-dışı serileri durağan hale getirmeye gereksinim duymaktadır (Chatfield 1995).

Durağan bir zaman serisi sürecinde temel olarak durağanlık ve çevrilebilirlik koşullarından bahsedilmektedir. Bu koşulları ifade edebilmek için öncelikle genel bir zaman serisi modeli yazılacaktır. Genel olarak bir zaman serisi hata terimlerinin geçmiş ve şimdiki değerlerinin ağırlıklı toplamı ya da zaman serisinin geçmiş ve şimdiki değerlerinin ağırlıklı toplamı olarak ifade edilmektedir. Buna göre X_t zaman serisine ait rassal verileri ve

$x_t = X_t - \mu$ küçültülmüş değeri temsil etmek üzere bir genel lineer zaman serisi süreci üzere hata terimleri cinsinden,

$$\begin{aligned} x_t &= a_t + \psi_1 a_{t-1} + \psi_2 a_{t-2} + \cdots \\ &= a_t + \sum_{j=1}^{\infty} \psi_j a_{t-j} \end{aligned} \tag{2.1}$$

ve zaman serisinin geçmiş ve şimdiki değerleri cinsinden,

$$\begin{aligned} x_t &= \pi_1 x_{t-1} + \pi_2 x_{t-2} + \cdots + a_t \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j x_{t-j} + a_t \end{aligned} \tag{2.2}$$

şeklinde ifade edilir. Her iki eşitliği ağırlıkların polinomu şeklinde ifade ettiğimizde zaman serisi kısaca,

$$\pi(B)x_t = a_t \tag{2.3}$$

$$x_t = \psi(B)a_t \tag{2.4}$$

şeklinde yazılmaktadır. Her iki eşitlik incelendiğinde ağırlıklar arasında $\pi(B) = \psi^{-1}(B)$ ilişkisinin olduğu görülmektedir. Bir sürecin durağan olması için ψ ağırlıklarıyla üretilen $\psi(B)$ fonksiyonun $|B| \leq 1$ için yakınsak olması gerekmektedir. Bir sürecin çevrilebilirlik koşulu serinin durağanlığından bağımsızdır. Genel olarak serinin çevrilebilir olması içinse π ağırlıklarıyla üretilen $\pi(B)$ fonksiyonun tüm $|B| \leq 1$ için yakınsaması gerekmektedir. Durağanlık ve çevrilebilirlik koşulları her model için ayrı ayrı ifade edilecektir (Box ve Jenkins 1976).

2.2.1.1 AR(Otoregresif) Modeller

Otoregresif modeller, zaman serisinin mevcut şimdiki değeri, sürecin geçmiş gözlem değerleri ile hata teriminin sonlu lineer toplamı olarak ifade edilmektedir. Genel olarak p parametreli bir AR model;

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \cdots + \phi_p x_{t-p} + a_t \tag{2.5}$$

şeklinde ifade edilir. Regresyon modeli dediğimiz lineer modeller bağımlı değişkenlerini birbirinden bağımsız regressor değişkenlerle modellerken, (2.5) eşitliğinde ele aldığımız stokastik modeldeki bağımlı değişken, kendi geçmiş değerleriyle ilişkilendirilmekte, dolayısıyla modeli oluşturan değişkenler birbiriyle sıkı bir ilişki içerisinde olmaktadır. Dolayısıyla bu modellere otoregresif model adı verilmektedir (Box ve Jenkins 1976).

Otoregresif modelin (2.5) eşitliğinde ifade edilen x_{t-1}, $x_{t-2}, \cdots, x_{t-p}$ değerleri, x_t yanıtının geçmiş gözlem değerleridir, ϕ_1, ϕ_2, $\cdots$, ϕ_p katsayıları ise AR modelin model katsayılarını temsil eder ve $\phi_p \neq 0$ olacak şekilde sabit değerlidir. Aksi ifade edilmediği sürece hata serisi a_t sıfır ortalamalı, σ_a^2 varyanslı Gaussian beyaz gürültü (white noise) serisidir. Ele alınan modelde seri ortalamasının sıfır olduğu varsayılmıştır. Eğer X_t serisinin ortalaması μ sıfırdan farklıysa, modelde X_t yerine, x_t zaman serisinin küçültülmüş değerini temsil eden, $x_t = X_t - \mu$ değeri yazılır (Shumway ve Stoffer 2006).

Zaman serilerinin kendi geçmiş ve gelecek değerleriyle olan sıkı ilişkisi sonucunda birçok zaman serisi modelinde değişkenlerin geciktirilerek veya öncelleştirilerek kullanıldığı görülmektedir. Bir değişkenin geciktirilmesi veya öncelleştirilmesi zaman serisini temsil eden x_t değişkeni üzerinde işlem yapılarak uygulanır. Modele bu gecikmeleri ve öncelleştirmeleri yansıtabilmek için işleç (operatör) olarak bilinen geri öteleme (Backward) ve ileri öteleme (Forward) işleçlerinden faydalanılır. Bu işleçler sırasıyla B ve F sembolleriyle gösterilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2005).

Genel AR modelini fark denklemleriyle ifade ettiğimizde;

$$Bx_t = x_{t-1}, \; B^2 x_t = x_{t-2}, \; \ldots, \; B^p x_t = x_{t-p} \tag{2.6}$$

olmak üzere;

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p) x_t = a_t \tag{2.7}$$

şeklinde ifade edilir ve polinom şeklinde kısaca model,

$$\phi(B)x_t = a_t \qquad \phi(B) = (1-\phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p) \tag{2.8}$$

eşitliğinde olduğu gibi yazılır. Burada B, geriye öteleme işlecidir. Uygulamalarda en çok kullanılan otoregresif modeller birinci ve ikinci derece modellerdir. Bunlar AR(1) ve AR(2) biçiminde gösterilir. Örneğin model parametresi p için $p=1$ olmak üzere AR(1) modeli,

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + a_t \tag{2.9}$$

ve $p=2$ olmak üzere AR(2) modeli,

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + a_t \tag{2.10}$$

şeklinde ifade edilmektedir.

AR modelde durağanlık koşulunun sağlanması için $\phi(B)$ polinimunun sıfıra eşitlenmesi sonucu elde edilen köklerin birim çemberin dışında yer alması gerekmektedir. Burada $\phi(B)=0$ eşitliğine sürecin karakteristik eşitliği, köklerine ise polinomun sıfırları adı verilmektedir. Özel olarak Markov süreci olarak bilinen AR(1) sürecinin durağanlık koşulu için,

$$(1-\phi_1 B)x_t = a_t, \tag{2.11}$$

olmak üzere $|\phi_1| < 1$ koşulunun sağlanması gerekmektedir. AR(2) sürecinin durğanlık koşulu içinse,

$$(1-\phi_1 B - \phi_2 B^2)x_t = a_t \tag{2.12}$$

olmak üzere $|\phi_1 + \phi_2| < 1$, $|\phi_1 - \phi_2| < 1$ ve $|\phi_2| < 1$ eşitsizliklerinin aynı anda sağlanması gerekmektedir (Box ve Jenkins 1976).

ARMA modeller, deneysel verilerin bazı özellikleriyle teşhis edilebilecek zaman serilerini tanımlamaya yarayan özelliklere sahiptir. Bu özellikleri otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon adı verilen yapılarında toplanmıştır. Eğer bir zaman serisi ARMA model kullanılarak üretilmişse, zaman serisinin teoride belirli otokorelasyon özelliklerine sahip olması gerekmektedir. Bu durum model tanımlama aşamasında analizcilere yol göstermektedir. Bir zaman serisi x_t 'nin otokorelasyon fonksiyonu (ACF),

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 \tag{2.13}$$

ifadesiyle gösterilmektedir. Burada γ_k , p derece bir AR modelin k derece otokovaryansıdır ve seri ortalaması $\mu = E(x_t)$ olmak üzere eşitlik,

$$\gamma_k = E\left[\left(x_t - \mu\right)\left(x_{t-k} - \mu\right)\right] \qquad \text{k=...,-2,-1,0,1,2,...} \tag{2.14}$$

yazılmaktadır. Otokorelasyon foksiyonu için $\rho_0 = 1$, fonksiyon simetrik olduğundan $\rho_k = \rho_{-k}$ ve $-1 < \rho_k < 1$ durumları geçerlidir (Franses 1998).

Pratikteki kullanımlarının çokluğu açısından AR(1) ve AR(2) modellere ait otokorelasyon fonksiyonları formülize edilecektir. (2.15) eşitliğinde ifade edilen AR(1) model için varyans γ_0 değeri $\gamma_0 = E[x_t(\phi_1 x_{t-1} + a_t)] = E[(\phi_1{}^2 x_{t-1}^2 + a_t{}^2 + 2\phi_1 x_{t-1} a_t)] = \phi_1{}^2 \gamma_0 + \sigma_a^2$ olmak üzere,

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_a^2}{1-\phi_1^2} \tag{2.15}$$

şeklinde ifade edilir. Benzer olarak $k=1$ ve $k=2$ gecikmeleri için kovaryansları hesapladığımızda,

$$\gamma_1 = E[x_{t-1}(\phi_1 x_{t-1} + a_t)] = \phi_1 \gamma_0 = \frac{\phi \sigma_a^2}{1-\phi_1^2} \tag{2.16}$$

$$\gamma_2 = E[x_{t-2}(\phi_1 x_{t-1} + a_t)] = \phi_1{}^2 \gamma_0 = \frac{\phi_1^2 \sigma_a^2}{1-\phi_1^2} \tag{2.17}$$

bulunur ve son olarak ifadeyi k gecikme için genişlettiğimizde,

$$\gamma_k = E[x_{t-k}x_t] = \phi_1^{\,k}\gamma_0 = \frac{\phi_1^k\sigma_a^2}{1-\phi_1^2} \tag{2.18}$$

AR(1) modelin k gecikme değerli kovaryansını elde etmiş oluruz. Aynı zamanda birinci derece model için otokorelasyon fonksiyonu $\rho_0 = 1$ olmak üzere,

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 = \phi_1^k \tag{2.19}$$

biçiminde ifade edilmektedir. AR(2) model için kovaryanslar benzer şekilde,

$$\gamma_0 = E[x_t(\phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + a_t)] = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_2 + \sigma_a^2 \tag{2.20}$$

$$\gamma_1 = E[x_{t-1}(\phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + a_t)] = \phi_1\gamma_0 + \phi_2\gamma_1 \tag{2.21}$$

$$\gamma_2 = E[x_{t-2}(\phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + a_t)] = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_0 \tag{2.22}$$

eşitlikleriyle ifade edilmektedir ve genel olarak $k > 2$ için,

$$\gamma_k = E[x_{t-k}(\phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + a_t)] = \phi_1\gamma_{k-1} + \phi_2\gamma_{k-2} \tag{2.23}$$

biçiminde yazılmaktadır. (2.20), (2.21) ve (2.22) eşitliklerinin kullanılmasıyla,

$$\gamma_1 = \frac{\phi_1\gamma_0}{1-\phi_2} \tag{2.24}$$

$$\gamma_0 = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\phi_1\gamma_1 + \phi_2^{\,2}\gamma_0 + \sigma_a^2 \tag{2.25}$$

eşitlikleri elde edilir. (2.25) eşitliğindeki γ_0 yerine γ_1'in (2.24) eşitliğindeki değeri yazıldığında,

$$\gamma_0 = \frac{(1-\phi_2)\sigma_a^2}{(1+\phi_2)[(1-\phi_2)^2 - \phi_1^2]} \tag{2.26}$$

elde edilmektedir. Buna göre otokorelasyon fonksiyonu $k=1$ ve $k=2$ için,

$$\rho_1 = \frac{\phi_1}{1-\phi_2} \tag{2.27}$$

$$\rho_2 = \phi_2 + \frac{\phi_1^2}{1-\phi_2} \tag{2.28}$$

şeklinde ifade edilir ve daha genel olarak k gecikme için,

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} \tag{2.29}$$

eşitliğiyle hesaplanır. (2.27) ve (2.28) eşitliklerinde ifade edilen formüller, literatürde Yule-Walker eşitlikleri olarak bilinmektedir ve Yule-Walker eşitlikleri AR parametreleri ϕ_1 ve ϕ_2 'nin tahminlerini elde etmede kullanılmaktadır (Pindyck ve Rubinfeld 1991).

Kısmi otokorelasyon fonksiyonu gözlemlenen zaman serisine uygun otoregresif süreç derecesine karar verilmesinde etkin rol üstlenmektedir ve bu durum çoklu regresyon modeline eklenecek bağımsız değişkenlerin sayısına karar verilmesine paralel bir durumdur. Kısmi otokorelasyon fonksiyonu, otokorelasyon fonksiyonunun p adet sıfır olmayan değeri cinsinden tanımlanmaktadır ve ϕ_{jk}, k derece otoregresif sürecin j.katsayısını, ϕ_{kk} ise son katsayısını temsil etmektedir. Otokorelasyon eşitliğinden faydalanarak ϕ_{jk},

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \cdots + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \phi_{kk}\rho_{j-k} \qquad \text{j=1,2,...,k} \tag{2.30}$$

eşitliği ile sağlanmaktadır. Bir AR(p) süreci için kısmi otokorelasyon fonksiyonu ϕ_{kk} 'nın değeri $k \le p$ için sıfırdan farklı, $k > p$ değeri için sıfıra eşit olacaktır. Bunun anlamı p derece otoregresif sürecin kısmi otokorelasyon fonksiyonu p gecikmeden sonra kesilecektir (Box and Jenkins 1976).

2.2.1.2 MA(Hareketli Ortalama) Modeller

MA modeller içerdikleri geçmiş dönem hata terimi sayısına göre isimlendirilmektedir. q derece bir haraketli ortalama sürecinde her X_t gözlem değeri, q periyot geriye giden rasgele hataların ağırlıklı ortalaması olarak üretilmektedir. Bu proses MA(q) ile temsil edilir ve model,

$$x_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \tag{2.31}$$

şeklinde gösterilir . $x_t = X_t - \mu$ değeri AR(p) modelinde olduğu gibi küçültülmüş değer olarak ifade edilir. $\theta_1, \theta_2, ..., \theta_q$ modelin parametreleridir ve x_t ile $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, ..., a_{t-q}$ arasındaki ilişkiyi gösteren katsayılardır. Model parametreleri pozitif ya da negatif değer alabilirler. AR süreçte olduğu gibi MA süreçlerinde de hata terimlerinin sıfır ortalamalı, σ_a^2 varyanslı bir beyaz gürültü serisi olduğu varsayılır. MA(q) sürecini fark denklemleri cinsinden ifade ettiğimizde,

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q \tag{2.32}$$

olmak üzere $\theta(B)$ hareketli ortalama operatörü olacaktır. Bu polinom yardımıyla süreç ekonomik olarak,

$$x_t = \theta(B) a_t \tag{2.33}$$

şeklinde ifade edilir. MA modelinde AR modellerde olduğu gibi hesaplanması gereken paramatre sayısı ortalama μ, varyans σ_a^2 ve θ_1, θ_2, $\cdots$, θ_q model parametreleri olmak üzere (p+2) tanedir. Uygulamalarda en çok kullanılan MA modelleri 1 ve 2. dereceden modellerdir. MA(1) süreci 1. derece süreçtir ve q =1 olmak üzere,

$$x_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \tag{2.34}$$

biçiminde ifade edilir. Aynı şekilde q =2 olmak üzere bir MA(2) süreci,

$$x_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \tag{2.35}$$

eşitliği yardımıyla gösterilir. Her koşulda durağan olan MA modeller için çevrilebilirlik koşullarından söz edilmektedir. Çevrilebilirliğin anlamı sonlu dereceli bir MA modelin sonsuz dereceden bir AR modele eşit olabilmesidirr ($\pi(B) = \theta^{-1}(B)$). Sonsuz sayıda hata terimin ağırlıklı toplamı şeklinde ifade edilen zaman serileri uygulamadaki zorluklar nedeniyle sonlu sayıda hata teriminin ağırlıklı toplamı şeklinde ifade edilmeye çalışılmıştır. Birinci ve ikinci derece süreçler için çevrilebilirlik koşullarına baktığımızda MA(1) sürecinin koşulu,

$$|\theta_1| < 1 \,,\; -1 < \theta_1 < 1 \tag{2.36}$$

eşitsizliğiyle ifade edilirken MA(2) sürecinin çevrilebilirlik koşulu,

$$|\theta_1 + \theta_2| < 1 \,,\; |\theta_2 - \theta_1| < 1 \,,\; |\theta_2| < 1 \tag{2.37}$$

eşitsizleriyle ifade edilmektedir (Pindyck ve Rubinfeld 1991, Box ve Jenkins 1976).

Pratikte en çok var olan birinci ve ikinci derece MA modellerin otokorelasyon fonksiyonu incelenecektir. Öncelikle MA(1) sürecin varyansı,

$$\text{Var}(x_t) = E(x_t - \mu)^2$$

$$\gamma_0 = \sigma_a^2 (1 + \theta_1^2) \tag{2.38}$$

iken, $k = 1$ için sürecin kovaryansları(otokovaryansları),

$$\gamma_1 = E[x_t x_{t-1}] = E[(a_t - \theta_1 a_{t-1})(a_{t-1} - \theta_1 a_{t-2})] = -\theta_1 \sigma_a^2 \tag{2.39}$$

ve genel olarak $k > (q = 1)$ için,

$$\gamma_k = E[(x_t x_{t-k})] = E[(a_t - \theta_1 a_{t-1})(a_{t-k} - \theta_1 a_{t-k-1})] = 0 \tag{2.40}$$

şeklindedir. Bunun anlamı MA(1) süreci sadece tek dönemlik bir belleğe sahiptir yani herhangi bir x_t kendinden bir önce ve bir sonraki değerle korelasyonludur. MA(1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu ise,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \dfrac{\theta_1}{1+\theta_1^2}, & k=1 \\ 0, & k>1 \end{cases} \tag{2.41}$$

biçiminde yazılmaktadır (Griffiths ve ark. 1993; Stewart ve Gill 1998)

MA(2) sürecini incelediğimizde sürecin varyansı,

$$Var(x_t) = \gamma_0 = \sigma_a^2(1+\theta_1^2+\theta_2^2) \tag{2.42}$$

iken sürecin $k=1$ ve $k=2$ gecikmeli kovaryansı,

$$\gamma_1 = E[x_t x_{t-1}] = -\theta_1\sigma_a^2 + \theta_2\theta_1\sigma_a^2 = -\theta_1(1-\theta_2)\sigma_a^2 \tag{2.43}$$

$$\gamma_2 = E[x_t x_{t-2}] = -\theta_2\sigma_a^2 \tag{2.44}$$

şeklinde ifade edilir ve $k>2$ için yani iki dönemden fazla gecikmeler için sürecin kovaryansı $\gamma_k = 0$ olmaktadır. MA(2) sürecin otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{1+\theta_1^2+\theta_2^2} \tag{2.45}$$

$$\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1+\theta_1^2+\theta_2^2} \tag{2.46}$$

$$\rho_k = 0 \qquad\qquad k>2 \tag{2.47}$$

eşitlikleriyle ifade edilmektedir. Bu eşitliklere baktığımızda MA(2) sürecinin iki dönemlik bir belleğe sahip olduğu görülmektedir. Bunun anlamı zaman serisi x_t sadece şimdiki, bir ve iki önceki dönemlerdeki olaylardan etkilenmektedir.(Pindyck ve Rubinfeld 1991)

2.2.1.3 ARMA(Otoregresif-Hareketli Ortalama) Modeller

Zaman serilerinin oluşturuken esnek olmak istendiğinde genelde hem otoregresif hemde hareketli ortalama terimlerini modele eklemek büyük avantaj sağlayabilmektedir. Buna göre karışık model,

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \cdots + \phi_p x_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \tag{2.48}$$

veya daha ekonomik olarak

$$\phi(B) x_t = \theta(B) a_t \tag{2.49}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu model için tahmin edilmesi gereken parametre sayısı (p+q+2) tanedir (Box ve Jenkins 1976).

ARMA sürecin durağanlık ve çevrilebilirlik koşulları incelendiğinde, durağanlık için bir ARMA(p,q) modeli $|B| \leq 1$ olmak üzere $\phi(B) \neq 0$ koşulunu sağlıyorsa durağandır denmektedir. Diğer bir anlatımla $\phi(B)$ 'nin kökleri ϕ_1, ϕ_2, $\cdots$, ϕ_p birim çemberin dışında kalıyorsa ARMA sürecinin durağanlık koşulu sağlanmış olur. Çevrilebilirlik için bir ARMA(p,q) model $|B| \leq 1$ olmak üzere $\theta(B) \neq 0$ koşulunu sağlıyorsa yani $\theta(B)$ 'nin kökleri θ_1, θ_2, $\cdots, \theta_q$ birim çemberin içerisinde kalıyorsa çevrilebilirlik koşulunu sağlamış olur (Shumway ve Stoffer 2006)

Genel bir ARMA(p,q) sürecin otokorelasyon fonksiyonu fark denklemleriyle çözülmektedir. Buna göre sürecin kovaryansı,

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \cdots + \phi_p \gamma_{k-p} \qquad k \geq q+1 \tag{2.50}$$

ile ifade edilirken otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \cdots + \phi_p \rho_{k-p} \qquad k \geq q+1 \tag{2.51}$$

şeklinde yazılır. Özel olarak ARMA(1,1) sürecinin varyansı için,

$$\gamma_0 = \mathrm{var}(x_t) = E[x_t^{\,2}] = \left(\frac{1+\theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}{1-\phi_1^2} \right) \sigma_a^2 \tag{2.52}$$

elde edilir ve kovaryanslar,

$$\gamma_1 = E[x_{t-1}x_t] = \phi_1\gamma_0 - \theta_1\sigma_a^2 = \frac{(1-\phi_1\theta_1)(\phi_1-\theta_1)}{1-\phi_1^2}\sigma_a^2 \tag{2.53}$$

$$\gamma_2 = E(x_{t-2}x_t) = \phi_1\gamma_1 \tag{2.54}$$

olurken genel ifade $k \geq 2$ için,

$$\gamma_k = \phi_1\gamma_{k-1} \tag{2.55}$$

olacaktır. Otokorelasyon fonksiyonu ise,

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{(1-\phi_1\theta_1)(\phi_1-\theta_1)}{1+\phi_1^{\,2} - 2\phi_1\theta_1} \tag{2.56}$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_2} = \phi_1\rho_{k-1} \qquad k \geq 2 \text{ için} \tag{2.57}$$

şeklinde verilmektedir. Otokorelasyon fonksiyonunun başlangıç değeri ρ_1 ile başlar ve bu başlangıç değerinden itibaren geometrik olarak azalır. Bunun anlamı sürecin hareketli ortalama kısmının sadece tek dönemlik belleğe sahip olduğudur (Pindyck ve Rubinfeld 1991).

2.2.2 Durağan Olmayan Zaman Serisi Modelleri

Gerçek hayatta zaman serilerinin birçoğu zaman boyunca değişen belirli bir sürecin stokastik özelliklerini taşıdığından durağan-dışıdır. Örneğin ekonomik ve finansal seriler en basit zaman serisi olarak bilinen rassal yürüyüş süreci özelliklerini yansıtırlar ve rassal yürüyüş süreci durağan dışı bir süreçtir.Rassal yürüyüş sürecinin varyansının sonlu olduğu ve durağanlık koşullarının bozulduğu söylenebilir (Granger ve Newbold 1986). Başka bir ifadeyle zaman serilerinin sabit bir ortalama etrafında dağılmaması veya stokastik sürecin özelliklerinin zamana bağlı değişmesi ile durağan-dışı zaman serileri ortaya çıkar. Bu tür serilerin durağan hale dönüştürülmesi için trend veya mevsimsel etkilerden arındırılması gerekir. Bu amaçla Box-Jenkins yöntemle trend ve mevsimsellik,deterministik ve stokastik gibi bir ayrıma gidilmeksizin durağanlık için yeteri kadar fark alma işlemine gidilir (Akgül 2003).

2.2.2.1 ARIMA(Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama) Modeller

Homojen durağan olmayan zaman serisi davranışlarını tanımlayan modeller, sürecin uygun farklarının alınarak durağan hale getirilmesiyle elde edilmektedir. ARIMA modeller genel olarak;

$$\varphi(B)x_t = \phi(B)(1-B)^d x_t = \theta(B)a_t \tag{2.58}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada $\varphi(B)=0$ durağan olmayan otoregresif operatördür ve $\varphi(B)=0$ 'ın d adet kökleri birdir, geri kalan köklerse birim çemberin dışında yer almaktadır. Buna göre (2.58) eşitliğindeki model $\varphi(B)=\phi(B)(1-B)^d$ olmak üzere,

$$\varphi(B)x_t = \phi(B)\nabla^d x_t = \theta(B)a_t \tag{2.59}$$

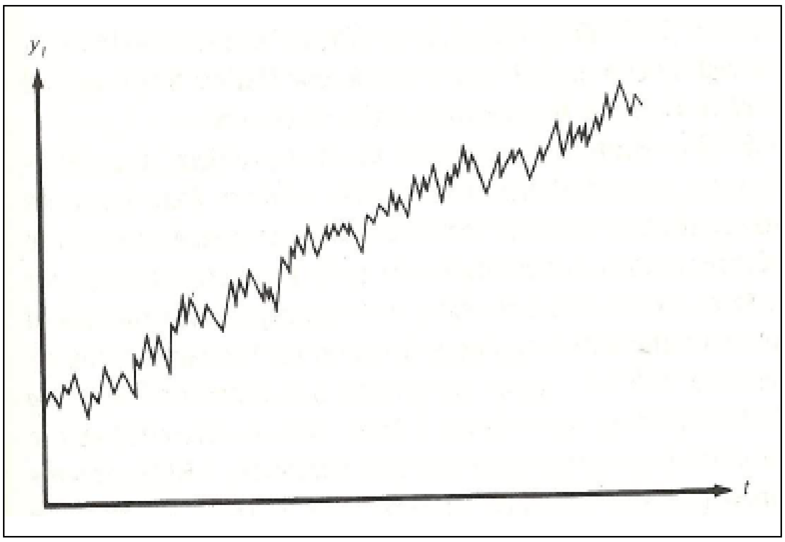
biçiminde yazılmaktadır. Burada $\phi(B)$ durağan otoregresif operatördür. Fark alma işleci $\nabla^d = (1-B)^d$ olmak üzere model,

$$\phi(B)\nabla^d x_t = \theta(B)a_t \tag{2.60}$$

biçiminde ifade edilmektedir ve farkı alınan zaman serisi $w_t = \nabla^d x_t$ olmak üzere model tekrar yazıldığında eşitlik,

$$\phi(B)\omega_t = \theta(B)a_t \tag{2.61}$$

şeklinde olmaktadır (Box ve Jenkins 1976). Burada $\phi(B)$ otoregresif operatör iken $\theta(B)$ hareketli ortalama operatörüdür. Şekil 2.8' de $d=1$ olan bir ARIMA model zaman serisi grafiği gösterilmektedir. Eğer $d=0$ alınırsa (2.61) eşitliğinde (p,q) dereceli bir ARMA süreci şekline dönüşecektir. Herzaman w_t karışık bir süreç olmayabilir. Durağan w_t serisi sadece AR(p) modeli içeriyorsa, x_t serisi (p,q) dereceli entegre otoregresif süreç olacak ve ARI(p,d) ile gösterilecektir. Eğer w_t serisi sadece MA(q) modeli içeriyorsa, x_t (d,q) dereceli entegre hareketli ortalama süreci olacak ve IMA(d,q) ile gösterilecektir (Pindyck ve Rubinfeld 1991).



Şekil 2.8: d=1 olmak üzere bir ARIMA model örneği (Pindyck ve Rubinfeld 1991)

Uygulamalarda sık karşılaşan bazı ARIMA modelleri fark denklemleri şeklinde aşağıdaki gibi ifade edilmiştir:

1. ARIMA(0,1,1) süreci

p=0, d=1, q=1, $\phi(B)=1$, $\theta(B)=1-\theta_1 B$ olmak üzere,

$$\nabla x_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$
$$=(1-\theta_1 B)\, a_t \qquad (2.62)$$

2. ARIMA(0,2,2) süreci

p=0, d=2, q=2, $\phi(B)=1$, $\theta(B)=1-\theta_1 B-\theta_2 B^2$ olmak üzere,

$$\nabla^2 x_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$$

$$=(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)\, a_t \tag{2.63}$$

3. ARIMA(1,1,1) süreci

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

$$\nabla x_t - \phi_1 \nabla x_{t-1} = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$(1 - \phi_1 B)\nabla x_t = (1 - \theta_1 B) a_t \tag{2.64}$$

eşitlikleriyle ifade edilmektedir (Box ve Jenkins 1976).

2.2.3 Model Kurma Süreci: ARIMA modeller

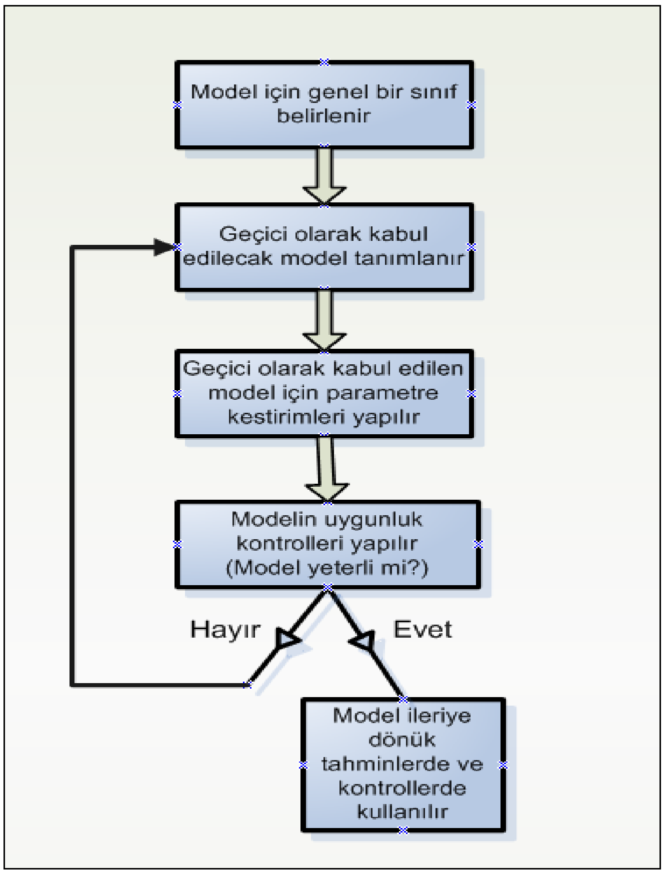
Çoğu zaman serisi için tüm bilgiye ve geniş bir deneysel kaynağa ihtiyaç duyan teorik bir model oluşturmak mümkün olmadığından serinin davranışlarını açıklayabilmek için deneysel bir modele başvurmak gerekmektedir. Böyle bir model oluşturmak için belirli model kurma basamaklarını izlemek gerekir. Model kurma sürecinde izlenmesi gereken basamaklar Şekil 2.9' da genel olarak ifade edilmektedir. Buna göre bu basamaklar Box ve Jenkins (1976) yaklaşımına göre,

1. Teoriğin ve pratiğin etkileşiminden, amaca uygun bir modeller sınıfı belirlenir.
2. Belirlenen modeller sınıfı çok geniş kapsamlı olduğundan ikinci aşamada bu modellerin altsınıflarını tanımlamak üzere taslak yöntemler geliştirilir. Model tanımlama yöntemleri, cimrilik kurallarının dikkate alındığı en uygun geçici model altsınıfını belirlemek için sistemin bilgilerini ve verilerini kullanır. Buna ilaveten, tanımlama süreci model parametrelerinin kaba bir ilk tahminini üretmek için kullanılabilmektedir.
3. Geçici olarak uygun bulunan model veriler yardımıyla kurgulanır ve parametre kestirimleri yapılır. İkinci basamak olan model tanımlama sürecinde elde edilen ilk tahminler, parametre tahminlerinin yapıldığı iteratif yöntemlerde başlangıç değeri olarak kullanılmaktadır.
4. En son aşama kurguladığımız modelin uygun olup olmadığına yönelik testlerin yapıldığı aşamadır. Model uygunluk testlerinde herhangi bir sorunla karşılaşılmazsa model kullanıma hazır demektir ama kurgulanan modele yönelik yapılan uygunluk testleri sonucunda herhangi bir yetersizlik tespit edilirse tanımlama, kestirim ve

uygunluk kontrollerini içeren iteratif döngü uygun bir model bulana kadar tekrarlanır.

şeklinde ayrıntılı olarak dört aşamada açıklanmaktadır.

Yukarıda da anlatıldığı üzere genel olarak zaman serisi verileri için ARIMA model oluşturma süreci dört temel kısma ayırılmaktadır. Kısaca bu dört temel kısım verilerin grafiklendirilmesi, verilere uygun dönüşümlerin uygulanması, modelin bağımlılık derecesinin tanımlanması, parametre kestirimleri, teşhis ve model seçimi aşamalarını içermektedir (Shumway ve Stoffer 2006).



Şekil 2.9: Model kurma sürecinin basamakları (Box ve Jenkins 1976)

2.2.3.1 Model Tanımlama

Herhangi bir homojen durağan olmayan zaman serisi, (p,d,q) dereceli ARIMA süreci olarak modellenebilmektedir. Buradaki temel problem p,d,q için en uygun değerleri seçmektir yani ARIMA modeli tanımlamaktır. Bu problem ilgilenilen zaman serisine ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının her ikisininde incelenmesiyle çözülmektedir (Pindyck ve Rubinfeld 1991).

ARIMA model derecelerine karar vermeden önce modellenmek istenen zaman serisinin durağan ya da durağan-dışı karakterden hangisini izlediği grafikler yardımıyla belirlenmedir. Eğer zaman serisi trend ya da mevsimsellik gibi etkiler sonucu durağan-dışı bir davranış sergiliyorsa, bu aşamada ilk yapılması gereken zaman serisinin durağan-dışı davranışına neden olan bu etkilerden arındırılmasıdır. Durağan-dışı seriyi durağanlaştırabilmek için uygun bir dönüşüm yapılması gerekebilir (Brockwell ve Davis 2002). Bu gibi durumlarda yapılacak dönüşümler, seri boyunca varyansın sabit kalmasını sağlayacaktır. Uygulamada en çok kullanılan dönüşüm, $y_t = \ln x_t$ şeklinde matematiksel olarak ifade edilen, serinin logaritmasının alındığı dönüşümlerdir. Pratikte kullanılan diğer bir dönüşümse,

$$y_t = \begin{cases} x_t^{\lambda} / \lambda, & \lambda \neq 0 \\ \ln x_t, & \lambda = 0 \end{cases} \tag{2.65}$$

formundaki Box.-Cox sınıfı kuvvet dönüşümleridir. Burada λ'nın seçilmesi için çeşitli yöntemler vardır ama ayrıntılara girilmeyecektir (Shumway ve Stoffer 2006).

Modellenmek istenen bir x_t serisi için, üzerinde gerekli dönüşümler uygulandıktan sonra karşılaşılan ilk problem homojenlik derecesi yani seriyi durağan hale getirmek için seri üzerinde uygulanacak fark işlemlerinin sayısı "d" nin belirlenmesidir. Bunu yapmak için durağan bir seri için otokorelasyon fonksiyonu ρ_k'nın k gecikme sayısı arttıkça sıfıra yaklaşması durumunu göz önüne almak gerekmektedir. Fark katsayısı "d" yi tanımlamak için, x_t serisinin otokorelasyon fonksiyonu incelenerek, serinin durağan olup olmadığına karar verilmelidir. Eğer seri durağan değilse serinin farkı alınarak ∇x_t serisinin otokorelayon fonksiyonu incelenir. Bu işlem serinin durağanlaştığı bir d farkına kadar ($\nabla^d x_t$) devam ettirilir. Bu durumda otokorelasyon fonksiyonu k gecikmesi büyüdükçe sıfıra gidecektir. Katsayı d belirlendikten sonra model derecesi p ve q'nun belirlenmesi için durağan seri $w_t = \nabla^d x_t$'nin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu incelenir (Pindyck ve Rubinfeld 1991). Durağan modeller için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının teorik davranışı Çizelge 2.1' de gösterildiği şekildedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2005).

Çizelge 2.1: ACF ve PACF'nin teorik davranışları (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2005).

Model	Otokorelasyon Fonksiyonu	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
AR(p **)**	Azalarak kaybolur*	p gecikme sonra kesilir
MA(q **)**	q gecikme sonra kesilir	Azalarak kaybolur
ARMA(p,q **)**	Azalarak kaybolur ve p gecikme sonra kesilir	Azalarak kaybolur ve q gecikme sonra kesilir

*Azalma(yaklaşık olarak) üstel(geometrik veya bir sinüs dalgası şeklinde olabilir.

Küçük dereceli süreçler için model derecelerinin belirlenmesi kolay olmaktadır. Yüksek dereceli modellerde ise analizci p ve q için geçici bir tahminde bulunmalıdır. Parametre kestirimleri yapıldıktan sonra bu yapılan tahminin kontrol edilmesi mümkündür. Buna göre modeli teşhis aşamasında tahminlenen ARMA(p,q) modelin kalıntılarının otokorelasyon fonksiyonu hesaplanabilir ve bu kalıntıların beyaz gürültü gibi görünüp görünmediğine karar verilir. Eğer değillerse yeni bir model tanımlaması yapılmalıdır (Pindyck ve Rubinfeld 1991).

2.2.3.2 Parametre Tahminleri

Genel işleyiş kapsamında uygun bir zaman serisi geçici olarak belirlendikten sonra, sürecin parametreleri kestirilir. Eğer pür bir AR süreci belirlenmişse bu durumda parametreler en küçük kareler yöntemi yardımıyla kestirilir. Herhangi bir MA süreci belirlenmişse maksimum benzerlik veya yine en küçük kareler yöntemine başvurulur. Her ikiside aynı anda modelde yer alıyorsa doğrusal olmayan optimizasyon yöntemine gerek duyulur (Griffiths ve ark 1993; Montgomery ve ark 1990).

Normal koşullar altında yaklaşık maksimum benzerlik (ML) kestiricisi , ϕ ve θ'ya göre, (2.66) eşitliğinde ifade edilen hata kareler toplamının minimize edilmesiyle elde edilmektedir.

$$S(\phi,\theta) = \sum_{t=p+d+1}^{T} a_t^2 \qquad (2.66)$$

Burada a_t hata terimi serisidir ve ARIMA modelinden,

$$a_t = \theta^{-1}(B)\phi(B)w_t \tag{2.67}$$

şeklinde düzenlenerek elde edilir. Burada temel nokta $w_t = \nabla^d x_t$ durağan zaman serisi ile uydurulan zaman serisi $\hat{w}_t$ arasındaki farkı minimalleştiren parametrelerin seçilmesidir. Parametre setleri ($\hat{\phi}_1,\cdots,\hat{\phi}_p$) ile ($\hat{\theta}_1,\cdots,\hat{\theta}_q$) ve bu parametre değerleriyle ilgili kalıntılar $\hat{a}_t$ ile gösterilir, dolayısıyla (2.66) denkleminin minimumlaştırılması için,

$$\hat{a}_t = \hat{\theta}^{-1}(B)\hat{\phi}(B)w_t \tag{2.68}$$

$$S(\hat{\phi},\hat{\theta}) = \sum_{t=p+d+1}^{T} \hat{a}_t^2 \tag{2.69}$$

eşitlikleri sağlanmalıdır. Bu yaklaşım x_t ve a_t'nin başlangıç değerleri hakkında yapılan varsayımlardan doğmaktadır. Bundan ötürü $S(\phi,\theta)$'nin maksimize edilmesiyle elde edilen kestiriciye koşullu kareler toplamı kestiricisi (CSS) denmektedir.

Kesin bir ML kestiricisini hesaplamak için çeşitli yollar vardır. Buna rağmen en etkili yöntemlerden biri Kalman filtresidir ve bu yaklaşım kayıp gözlemlerin mevcut olduğu durumlarda çok etkilidir. ML kestiricisi ile CSS kestiricisi asimptotik olarak denktir yani geniş örneklemlerde aynı dağılıma sahiptirler. Her iki kestirici gerçek parametre değer vektörüne eşit bir ortalama ve bilgi matrisinin tersine eşit kovaryans matrisiyle asimptotik olarak normal dağılım gösterirler (Harvey AC 1991; Pindyck ve Rubinfeld 1991).

2.2.3.3 Model Uygunluk Kontrolleri

ARIMA modelin parametre kestirimleri yapıldıktan sonraki aşamada BJ model kurma süreci, kestirilen modelin yeterli teşhis edilmesini gerektirir yani hangi durumda model yeterli ve hangi durumda model yetersiz kesinleştirilmesi gerekmektedir. Modelleme stratejisinin bu aşaması birçok basamağı içermektedir (Kendall ve Ord 1990). İdeal olan modelin veriden gelen tüm sistematik bilgiyi içersinde barındırmasıdır. Model tarafından açıklanamayan veri parçaları (kalıntılar) çok az olmalı ve beyaz gürültü gibi herhangi bir sistematik ya da önceden kestirilebilir özellikler göstermemelidir çünkü kestirim için kulanışlı herhangi bir bilgi model tarafından yakalanmalı ve kalıntı olarak bırakılmamalıdır. Kalıntıların bu özelliklerinden dolayı çoğu model uygunluk kontrolleri kestirilen modelin kalıntı analizini içermektedir (Rachev ve ark. 2007).

Zaman serisi verilerine ait kestirilen istatistiksel modelin uygunluğuna, gözlemlenen veriler ile kestirilen model kullanılarak elde edilen tahmin değerlerinin karşılaştırılması sonucunda karar verilmektedir. Eğer kestirilen model yeterliyse, kalıntılar model ile uyumlu bir davranış sergilemelidir. Belirli bir seri için bir ARMA(p,q) modeli kurgulandığında, öncelikle ϕ, θ ve σ^2 parametrelerinin maksimum benzerlik (ML) kestiricileri bulunmalıdır. Eğer ML kestiricisi ARMA(p,q) model için doğru süreç üretiyorsa, tahmin kalıntısı $\hat{a}_t$'nin sıfır ortalamalı, σ_a^2 varyanslı bir beyaz gürültü süreci olduğu söylenebilmektedir (Brockwell ve Davis 2002).

ARIMA modelin standart varsayımına göre x_t'nin açıklanamayan parçası olan hata terimi a_t, tamamiyle ya da kısmen geçmiş bilgilerden yararlanarak açıklanamamaktadır veya diğer bir ifadeyle tahminlenememektedir. Beyaz gürültü varsayımına göre,

$$E(a_t) = 0, \quad E(a_s a_t) = \begin{cases} \sigma^2, & s = t \\ 0, & s \neq t \end{cases} \tag{2.70}$$

kestirilen modelin kalıntıları (2.70) eşitliğini sağlamak üzere beyaz gürültü özelliği sergilemelidir. Beyazlıktan herhangi bir sapış, kalıntıların hala modelin içerisinde yer alması gereken bilgiyi kendi içlerinde taşıdıklarını göstermektedir. Kalıntıların basit bir şekilde grafiklendirilmesi, sistematik özellikleri ortaya çıkarırken, kestirilen modelin yeterli olup olmadığını açığa çıkartmaktadır. Beyazlığın kontrol edilmesinin daha sistematik yolu ise model kurma sürecinin tanımlama aşamasında kullanılan standart prosedürlerin kalıntılara uygulanmasıdır. Eğer kalıntıların örneklem otokorelasyon (SACF) ve örneklem kısmi otokorelasyon (SPACF)'lari anlamlı değilse, beyaz gürültüye benzedikleri söylenebilir, aksi takdirde kalıntılar içerisinde modelde olması beklenen bilgi mevcut demektir (Rachev ve ark. 2007).

Çoğu model uygunluk testleri kalıntıların otokorelasyon katsayılarını temel almaktadır. Bu uygunluk testleri içerisinde en popüler olanı Box-Pierce Q istatistiği, diğer adıyla portmenteau testleridir. Portmenteau testlerinde örneklem otokorelasyon katsayısı kullanılmaktadır. Öncelikle kalıntılar birbiriyle ilişkisiz olmalıdır ki kalıntıların örneklem otokorelasyon fonksiyonu $k \geq 1$ gecikme için sıfıra yaklaşmalıdır. Buna göre k gecikme için kalıntıların örneklem otokorelasyon fonksiyonu $\hat{r}_k$ ile gösterilir ve

$$\hat{r}_k = \frac{\sum_t \hat{a}_t \hat{a}_{t-k}}{\sum_t \hat{a}_t^2} \tag{2.71}$$

eşitliği ile hesaplanmaktadır. Yukarıda da ifade edildiği üzere, Box ve Pierce'den elde edilen istatiksel sonuçları temel alan uygun bir portmenteau test (2.71) eşitliğinde ifade edilen örneklem otokorelasyon fonksiyonuna uygulanabilmektedir (Box ve Pierce 1970). Eğer model doğru tanımlanmışsa, büyük gecikme değerleri için kalıntı otokorelasyonları $\hat{r}_k$, kendi içerilerinde ilişkisiz, sıfır ortalamalı ve T zaman serisine ait gözlem sayısı olmak üzere $1/T$ varyanslı normal dağılıma sahip olacaktırlar. Bu durum basit bir uygunluk testinin yapılmasına olanak sağlamaktadır. İlk K kalıntı otokorelasyonu ($\hat{r}_1, \cdots, \hat{r}_k$) ile oluşturulan Q istatistiği,

$$Q = T \sum_{k=1}^{K} \hat{r}_k^2 \tag{2.72}$$

eşitliği ile ifade edilmektedir. Bu istatistik herbiri sıfır ortalamalı, $1/T$ varyanslı bağımsız normal rasgele değişkenlerin kareleri toplamıdır ve yaklaşık olarak ki-kare (χ^2) dağılımı göstermektedir. Box ve Pierce'in gösterdiğine göre Q istatistiği $K-p-q$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımı ($\chi^2(K-p-q)$) gösterecektir.

Sonuç olarak model doğruluğuna ilişkin bir istatistiksel hipotez testi, Q'nun gözlemlenen değeriyle ki-kare tablosundaki uygun noktaların karşılaştırılmasıyla gerçekleştirilebilir (Pindyck ve Rubinfeld 1991).

Box-Pierce istatistiğine alternatif bir istatistik ise Lyung ve Box (1978) tarafından geliştirilen istatistiktir. Bu istatistikte Box ve Pierce istatistiğinden farklı olarak T katsayısı yerine $\frac{T(T+2)}{T-k}$ katsayısının kullanılmasıdır. T orjinal serinin gözlem sayısını temsil etmektedir. Buna göre Lyung-Box istatistiği,

$$Q = T(T+2)\sum_{k=1}^{K}\frac{\hat{r}_k^2}{T-k} \tag{2.73}$$

olacaktır. Eğer hesaplanan Q istatistiği χ^2'nin belirtilen serbestlik derecesinde ve anlam düzeyindeki kritik değerinden küçükse altta yatan model kabul edilir (Bowerman ve O'Connel 1987).

2.2.4 Box-Jenkins Yaklaşımının Üstün ve Zayıf Yönleri

Tüm yöntemlerde olduğu gibi BJ yöntemlerinde diğer yöntemlere kıyasla kendi içerisinde üstün ve zayıf yönleri vardır. Özmen (1986) 'in yapmış olduğu ayrıma göre BJ yönteminin üstün yönleri;

1. BJ yönteminde uygun modelin beirlenmesi genellikle eldeki verilerin yapısı ile belirlendiği için verilerin kendi kendine ilişkisi sağlanmış olur. Bu nedenle BJ modellerine dayanarak yapılan kısa dönem tahminlerinin diğer yöntemlere dayanarak yapılan aynı döneme ait tahminlere oranla daha güvenilir olduğu söylenebilir.
2. BJ yöntemindeileriye dnük tahmin amacıyla analiz edilecek bir zaman serisi için uygun model belirlenirken izlenen her aşamada bu modelin analiz edilecek seriye uygunluğunu denetleme imkanı vardır
3. BJ yöntemine göre belirlenecek uygu modelde önemli olan parametre sayısını olabildiğince az tutmaktır(Cimrilik ilkesi gereği)
4. Zaman serilerinin çoğunda ardışık gözlem değerleri birbirine bağımlıdır. BJ yöntemi zaman serilerinin bu en önemli özelliğini en etkili biçimde kullanır.

şeklinde sıralabilmektedir ve Özmen(1986)'a göre BJ yönteminin zayıf yönleri,

1. BJ yöntemine dayanarak yapılan tahminler çabuk elde edilemez çünkü BJ yöntemi tümüyle otomatik değildir. Bu yönteme dayanarak ileriye dönük tahmin yapmak amacıyla yazılacak bir bilgisayar programı yinelemeli bir programdır.
2. BJ yönteminin uygulanabilmesi uzman ve deneyimli işgücüne gereksinim duyulur.
3. BJ yönteminin uygun model seçimi konusunda sağladığı özgürlük olanağı, tahmin yapan kişinin uygun olmayan model seçmesine neden olabilir.

4. BJ modelleriyle aynı seriyi analiz eden ve aynı seri için ileriye dönük tahmin yapan iki kişinin sayısal olarak birbirine benzer sonuçlar elde etmesi konusunda garanti yoktur.
5. Model belirlemek için en az 50 olmak koşuluyla çok sayıda gözlem değerine gereksinim vardır.

BJ yöntemleri içerdiği olumsuzluklara rağmen, bir zaman serisinn yapısını belirlediği, gözlem değerlerinin aralarındaki bağımlılığı en etkili şekilde kullandığı ve model belirleme aşamalarında istatiksel testlere yer verdiği için, diğer tahmin yöntemlerine göre kısa dönem tahmin yapmada üstün bir yöntemdir (Box ve Jenkins 1976).

2.3 Mevsimsel Zaman Serisi Modelleri

Mevsimsellik, zaman serilerinin en onemli bilesenlerindendir ve özellikle ekonomik süreçlerin birçoğunda ciddi olarak göze çarpmaktadır. Gerçek hayatta bazı faaliyetlerin mevsim veya aylara göre değiştiği bilinmektedir. Yaz aylarında turizm faaliyetleri artarken kışın ise durgun olması, tarım sektöründe hasat dönemlerinde önemli derecede emek istihdam edilirken, diğer dönemlerde bu miktarın oldukça azalması ve Türkiye gibi islam ülkelerinde dini bayramlardan önce ve batı ülkelerinde noel öncesinde önemli ölçüde alışverişlerin artması mevsimselliğe örnek olarak verilebilir. Bu faaliyetlere ait serilerin söz konusu dönemlerdeki önemli değişimi, tüm serinin varyansını etkilemektedir ve mevsimsellik ihmal edildiğinde tahminlerde serinin varyansı büyümektedir. Bu nedenle mevsimsellik içeren verilerle çalışırken mevsimselliğin ihmali hatalı sonuclara neden olacaktır (Kutlar 2000).

Zaman serisi verisinde, deterministik ve stokastik (olasılıksal) olmak üzere iki tür mevsimsellik söz konusudur. Deterministik mevsimsel etki, zaman serisini pozitif ya da negatif olarak etkileyen ve tam olarak ölçülebilir bir şiddetle düzenli bir aralıkta görünen bir bileşendir. Birçok zaman serisi verisi sabit bir seyirle tekrar meydana gelmesi gerekmeyen mevsimsel etkilerden etkilenebilirler. Aslında veri üzerindeki bu pozitif veya negatif periyodik etkiler, yılın aynı zamanlarında yeniden ortaya çıkmalarına ve mevsimsellik göstermelerine rağmen çoğunlukla rasgele olarak meydana gelmektedir. Zaman serileri üzerindeki bu mevsimsel etkiye stokastik mevsimsel etki denir. Bu çesit mevsimsel etkiler, söz konusu rasgele güçlerle dalgalanmalar gösterir ve çoğunlukla daha önceki rasgele mevsimsel etkilerle iliskilidirler. Sonuç olarak, stokastik mevsimsel etki içeren serileri modellemek sadece deterministik mevsimsel bileşen içeren serileri modellemekten daha zor olmaktadır (Nazem 1988).

Bir zaman serisinin mevsimsel kalıpları zaman içerisinde durağan ise (deterministik fonksiyona yakınsa) yapay değişkenler mevsimselliği ifade etmek üzere kullanılabilmektedir. Bu yaklaşım bazı analizciler tarafından tercih edilmektedir. Deterministik mevsimsellik, çarpımsal mevsimsel modelin özel bir durumudur. Sonuç olarak, mevsimsel kalıp deterministik olduğunda, hem yapay değişken hem de çarpımsal mevsimsel modelin kullanılmasıyla aynı tahminler elde edilebilmektedir. Pratikte tavsiye edilen çarpımsal mevsimsel modellerde kestirim yapabilmek için özellikle örneklem boyutu küçük veya deterministik mevsimsel bileşen olma ihtimali olma durumlarında kesin-benzerlik yönteminin kullanılmasıdır (Tsay 2010).

Eğer incelenen seri yıllık durağan olmayan kalıplar sergiliyorsa, bu karakterin tanımlanması, yok edilmesi veya daha sonraki analizler için modellenmesi gerekmektedir. Yıllık kalıplar, serinin ortalama seviyesinde çeyreklik değişimler şeklinde kendini göstermektedir. Alternatif olarak varyansta aylık dalgalanmalar şeklinde de görülebilmektedir. Bu tip mevsimsel durağan-dışılığı kontrol ederek, mevsimsel özelliklerin şaşırtıcı etkileri tanımlanabilmektedir. Zaman serisinin zamana bağlı veya korelogram şeklindeki grafiksel incelemeleri farklı tipte mevsimsel durağan-dışılığın bulunmasını ve tanımlanmasını sağlamaktadır (Yafee ve McGee 2000). Mevsimsel durağan-dışılık örneğin süreç mevsimsel olarak periyodik ise meydana gelmektedir. Örneğin bir yıl içerisinde aylık ortalama sıcaklıklar her yılın aynı zamanında yaklaşık olarak aynı olacaktır. Bu durumda aylık ortalama sıcaklığı x_t olarak düşünürsek model,

$$x_t = S_t + w_t \tag{2.74}$$

$$S_t = S_{t-12} + v_t \tag{2.75}$$

eşitliği gibi ifade edilebilmektedir. Burada S_t mevsimsel bileşendir ve bir yıldan ötekine rasgele yürüyüş şeklinde değişmektedir. Aynı zamanda v_t ve w_t beyaz gürültü süreci olacaktır (Shumway ve Stoffer 2006).

Mevsimsel seriler toplamsal ve çarpımsal olmak üzere iki tipte modellenebilmektedir. Bu tezin kapsamında çarpımsal mevsimsel serilerin modellenmesinden bahsedilecektir.

ARIMA notasyonunda olduğu gibi çarpımsal modellerin de mevsimsel parametre olmak üzere olağan parametreleri vardır. ARIMA modelinin parametreleri ARIMA(p,d,q) olmak üzere sırayla modelin otoregresif, entegre ve hareketli ortalamalarını göstermektedir.

Bir mevsimsel ARIMA modele ait bileşenler ise ARIMA$(P,D,Q)_s$ ile gösterilmektedir. Sırayla P,D,Q modelin mevsimsel bileşenlerini temsil ederken, s mevsimselliğin veya periyodikliğin derecesini ifade etmektedir. Mevsimsel ARIMA modeller bazen SARIMA modeller olarak adlandırılmaktadır. Çarpımsal bir SARIMA modelin genel formu ARIMA(p,d,q)x$(P,D,Q)_s$ şeklinde gösterilmektedir. Parantezler ayrı ayrı mevsimsel olmayan ve mevsimsel olan faktörleri içermektedir. Mevsimsel modeller mevsimler arasındaki periyot değişimlerini formüle edilirken, mevsimsel olmayan modeller mevsim içerisindeki değişimleri formüle etmektedir. Çarpımsal mevsimsel modeller kısaca mavsimsel olmayan ve mevsimsel bileşenlerin çarpımlarını içermektedir (Wei 1990, Box ve ark. 2008).

Box-Jenkins'in tanımladığı üzere bir çarpımsal mevsimsel otoregresif entegre hareketli ortalama model veya bir SARIMA model,

$$\Phi_P(B^s)\phi(B)\nabla_s^D\nabla^d x_t = \mu + \Theta_Q(B^s)\theta(B)a_t \quad a_t \sim N(0,\sigma^2) \tag{2.76}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Olağan otoregresif ve hareketli ortalama bileşenleri p ve q dereceli $\phi(B)$ ve $\theta(B)$ polinomlarıyla temsil edilirken, P ve Q dereceli mevsimsel otoregresif ve hareketli ortalama bileşenleri $\Phi_p(B^s)$ ve $\Theta_Q(B^s)$ polinomlarıyla temsil edilmektedir (Shumway ve Stoffer 2006). Buna göre P mevsimsel AR modelin gecikme sayısını göstermek üzere polinom,

$$\Phi_P(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - .... - \Phi_P B^{Ps} \tag{2.77}$$

olacaktır. Q mevsimsel MA modelin gecikme sayısını göstermek üzere polinom,

$$\Theta_Q(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - ... - \Theta_Q B^{Qs} \tag{2.78}$$

eşitlikliğiyle gösterilmektedir. Mevsimsel olmayan bir model için durğanlık koşulu $\phi(B)$=0 karakteristik eşitliğinin köklerinin birim çemberin dışında olması koşulu varken, çevrilebilirlik koşulunun sağlanması için $\theta(B) = 0$ 'ın karakteristik eşitliğinin köklerinin birim çemberin dışına düşmesi gerekmektedir. Buna benzer olarak mevsimsel durağanlık için $\Phi(B^s) = 0$ kökleri birim çemberin dışında yer almalıdır. Benzer şekilde mevsimsel çevrilebilirlik için $\Theta(B^s)=0$ karakteristik eşitliğinin kökleri birim çemberin dışında yer almalıdır (Keith ve ark 1994). D, AR ve MA modellemeye göre mevsimsel fark sayısını, d ise olağan AR ve MA modellerin fark sayısını göstermek üzere,

$$\nabla_s^D = (1-B^s)^D \tag{2.79}$$

$$\nabla^d = (1-B)^d \tag{2.80}$$

eşitlikleriyle ifade edilmektedir. s mevsimselliğin periyodunu göstermek üzere örneğin altta yatan modele ait veriler yıllık mevsim için aylık veriler ise $s=12$, altta yatan modele ait veriler haftalık mevsim için günlük ise $s=7$ olmaktadır (Heiberger ve Holland 2004).

Bir n uzunluğundaki belirli bir zaman serisine ait SARIMA model uydurulduğunda, öncelikle gerekiyorsa zaman serisi verilerine Box-Cox dönüşümü gibi dönüşüm uygulanır. Dönüşüm sonrasında veriler mevsimsel ve mevsimsel olmayan şekliyle fark işlemine tabi tutulabilmektedir. Hnagi fark işlecinin önce kullanıldığının bir önemi yoktur. ω_t durağan bir seriyi temsil etmek üzere,

$$\omega_t = \nabla^d \nabla_s^D x_t^{(\lambda)} \tag{2.81}$$

olarak gösterilir ve serinin uzunluğu $n' = n - d - sD$’dir. Burada $x_t^{(\lambda)}$ Box-Cox dönüşümü uygulanmış zaman serisi verisini temsil etmektedir. ω_t serisine ait mevsimsel ve mevsimsel olmayan korelasyon, mevsimsel ve mevsimsel olmayan AR ve MA operatörleriyle ayrı ayrı modelenebilmektedir. Sonuç olarak ω_t,

$$\Phi(B^s)\phi(B)\omega_t = \Theta(B^s)\theta(B)a_t \tag{2.82}$$

eşitliği kullanılarak modellenmektedir. Bazı uygulamalarda c, orjinal serinin farkının alınmasıyla elde edilmeyen durağan mevsimsel bir seri olabilmektedir. (2.82) eşitliği ile ifade edilen model ise ω_t serisinin mevsimsel ARMA veya SARMA modeli olarak adlandırılmaktadır (Keith ve ark. 1994).

Genel olarak, verilen bir veri seti için (2.76) eşitliğinde ifade edilen genel formla temsil edilecek uygun bir modelin seçimi zorlu bir süreçtir ve ilk olarak yapılması gereken düzgün durağan bir seri üretecek fark işleçlerinin uygulanması ve kalıntı serisini uydurmak amacıyla basit bir otoregresif hareketli ortalama veya çarpımsal mevsimsel ARMA model bulunmasıdır.. Daha sonra kalıntıların ACF ve PACF'leri hesaplanmaktadır. Bu fonksiyonlarda görülen çıkıntılar, genellikle otoregresif veya hareketli ortalama bileşenlerinin uydurulmasıyla elimine edilmektedir. Eğer model tatmin edici bulunursa, model uygunluk kontrolleri model üzerinde uygulanabilmektedir (Shumway ve Stoffer 2006).

2.3.1 Çarpımsal Mevsimsel Model Tanımlama

Mevsimsel modellerin tanımlanmasını kolaylaştırmak amacıyla genel mevsimsel modellerin karakteristik kalıpları ele alınmaktadır. Öncelikle pür mevsimsel durağan-dışılık incelenir ve zaman grafiklerinde örneklem ACF ve PACF'lerdeki periyodik çıkıntılar gibi düşüş ve artışlar için veya seviyedeki değişimin mevsimsel kalıpları için araştırma yapılır. Korelogramlarda bu durum basamak şeklinde ve büyüklüğünde düşüş olan periyodik çıkıntılarla karakterize edilmektedir. ACF'de görülen basamak şeklindeki azalmalar genellikle mevsimsel ARIMA modelinin göstergesidir. Eğer seri durağanlık için mevsimsel fark işlemine gereksinim duyuyorsa, ACF grafikleri fark derecesine gereksinim duyulduğunu ifade etmektedir. Uygun bir şekilde fark işlemi uygulandığında, örneklem ACF hızlı bir şekilde azalacaktır Model dönüşümü tamamlandıktan sonra kalıntılar durağan bir görünüme sahip olacaktır (Granger ve Newbold 1986).

Mevsimsel zaman serilerini tanımlarken olağan ARIMA modellerde olduğu gibi üç temel faktör incelenmektedir (Keith ve ark 1994):

1. **Orjinal Serinin Grafiği:** Zamana karşı seriye ait gözlemlerin grafiği herazaman model tanımlamasında kullanılması gereken önemli bir açıklayıcı veri analiz yöntemidir. Zaman yolu grafiğinin incelenmesiyle kolaylıkla gözlemlenebilecek veri karakteri mevsimsellik, mevsimin veya yılların ortalama seviyesindeki trende göre durağan-dışılık, varyanstaki değişim, ekstrem değerler, korelasyon veya gözlemlerin bibirine bağlılığı ve uzun dönem devirlerini içermektedir. Verideki mevcut durağan-dışılık mevsimsel ve/veya mevsimsel olmaya fark işlemleriyle giderilmektedir. Zaman serilerinde mevsimsel ve mevsimsel olmayan korelasyon hangi AR ve MA operatörlerinin SARIMA modele katılacağının karar verilmesiyle modellenebilmektedir.

2. **Otokorelasyon Fonksiyonu:** Teorik ACF, k gecikme değeriyle birbirinden ayrılmış zaman serisi gözlem değerleri arasındaki lineer bağımlılığın miktarını ölçmektedir. İlk aşama verilen serideki durağan-dışılığın varlığını tespit etmek üzere ACF grafiğini incelemektir. Mevsimsel uzunluğu s olan mevsimsel veriler için ACF, çıkıntı noktaları s, $2s$, $3s$ ve diğer tamsayı çarpanlarında bir dalgalanma şeklini takip edecektir. Box ve Jenkins (1976) tarafından ifade edildiği gibi eğer s'e bağlı gecikme değerlerindeki kestirilen ACF'nin hızlı bir şekilde azalmamasının anlamı, durağanlığın sağlanması için mevsimsel fark işleminin uygulanması gerekliliğidir.

   Eğer durağan bir seri beyaz gürültü değilse, örneklem ACF değeri SARIMA modelde hangi AR ve MA parametrelerine ihtiyaç duyulacağına karar verilmesine yardımcı olacaktır. Eğer süreç pür bir $\mathrm{MA}(0,d,q)x(0,D,Q)s$ modelse, örneklem ACF kesilir ve gecikme $q+sQ$ 'dan sonra sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olmayacaktır (Barlett 1946). Eğer ACF s'in katları olan gecikmelerde azalma gösteriyorsa, bu bir mevsimsel AR bileşenin varlığını göstermektedir. ACF'nin diğer gecikme değerlerinde kesilememesi mevsimsel olmayan bir AR terime gereksinim duyulduğunun göstergesi olacaktır.

3. **Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu:** Model tanımlamaları için %95 güven aralığında en az $2s$ gecikmede örneklem PACF basit bir şekilde hesaplanmaktadır ve grafiklendirilmektedir. Örneklem PACF, hangi AR ve MA parametresinin temsil edilen veri için gerekli olduğuna karar vermek üzere kullanılmaktadır. Süreç bir pür $\mathrm{AR}(p,d,0)x(P,D,0)\ s$ örneklem PACF kesilecek ve gecikme $p+sP$ sonra anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olmayacaktır. Eğer örneklem PACF gecikme s'nin katlarında azalma gösteriyorsa, model olarak, içerisinde mevsimsel MA bileşeninin yer aldığı model önerilmektedir. Örneklem PACF'nin diğer gecikmelerde kesilmemesi durumunda mevsimsel olmayan MA terimine gereksinim duyulduğu anlaşılacaktır.

SARIMA modellerin tiplerine göre ACF ve PACF'lerin davranışları Çizelge 2.2' de gösterilmektedir.

Çizelge 2.2: SARIMA modellerine ait tanımlama fonksiyonlarının davranışları

	Model Tipleri		
Fonksiyon	Pür AR (p,d,0)x(P,D,0)s	Pür MA (0,d,q)x(0,D,Q)s	Karışık ARMA (p,d,q)x(P,D,Q)s
ACF	ks gecikmeden sonra azalır. k=1,2,...	q+sQ gecikmeden sonra kesilir	ks gecikmeden sonra azalır.
PACF	p+sP gecikmeden sonra kesilir	ks gecikmeden sonra azalır. k=1,2,...	ks gecikmeden sonra azalır.

SARIMA model uygulamalarında mevsimsel verinin en az yedi yıl ve model parametrelerinin maksimum benzerlik değerlerini (MLE) elde etmek için en az 50 veri noktası mevcut olmalıdır. Eğer aylık bir seri analiz edilmek isteniyorsa en az 12X7=84 gözleme gereksinim duyulmaktadır. Sonuç olarak tanımlama aşamasının yapılabilmesi için istenilen minimum sayıda bilgi mevcut olmalıdır (Keith ve ark. 1994).

2.3.2 Mevsimsel Parametre Tahminleri

Çarpımsal parametrelerin farklı kombinasyonları kestirilebilmektedir. Tanımlanan parametrelerden hangisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğuna karar vermek için, parametrelerin t oranlarına karşılık standart hataları incelenmektedir. Bu noktadan sonra, parametrelerden bazıları istatistiksel olarak anlamsız olduğunda, teorik olarak gerekli görülmektedirler mi veya bu parametrelerin elde tutulması, kalıntıların beyaz gürültü sürecine yaklaşması için gerekli midir veya model yakınsak mı gibi önemli modelleme sorularıyla karşılaşılmaktadır. Modelin yeterliliği için bu faktörlerin düşünülmesi gerekmektedir. Modelin ince ayarının yapılması veya cimrilik ilkesine uyulması için ortalama hata kare, benzerlik oranı, AIC ve/veya SBC kriterlerine dikkat edilmelidir. Model en basit şekilde teorik olarak gereksiz ve istatistiksel olarak anlamsız parametrelerin atılmasıyla ifade edilmelidir. Benzerlik oranı, AIC veya SBC'lerde anlamlılıkta azalma şeklinde bir değişimin meydana gelip gelmediği, bunun model gelişimine bir etkisinin olup olmadığı incelenmelidir. Sonuç olarak kurgulanan model değerlendirilmiş olacaktır (Yafee ve McGee 2000).

2.3.3 Ayırt Edici Kontrol

Olağan ARIMA prosedüründe olduğu gibi kestirimi yapılan modelin yeterli olup olmadığının kontrolleri model teşhis aşamasında yapılmaktadır. Eğer kestirimden sonra kalıntı zaman serisinin otokorelasyonu yoksa, kalıntı serisi bir beyaz gürültü süreci olacaktır ve bu modelin doğru olduğunun bir göstergesidir. Bu durumda model kabul edilmektedir. Eğer serinin otokorelasyonları varsa uydurulan model yetersiz anlamında gelmektedir ve reddedilir. Eğer model reddedilirse, modelin dereceleri (p, d, q) ve (P,D,Q) değiştirilmeli, model yeniden tanımlanmalıdır. Ayırt edici kontrollerde olağan ARIMA model kurma sürecinde olduğu gibi ki-kare testleri ve Box-Pierce istatistiği modeli kontrol etmek için kullanılmaktadır (Sargent ve Wiltshire 1993).

2.4 Zaman Serilerinde Müdahale Analiz Tekniği

Zaman serisinin gözlemlendiği periyot boyunca, serinin seviyesini etkileyecek değişikliklerin meydana geldiği durumlar meydana gelebilmektedir (Brockwell ve Davis 2002).

Zaman serileri politik değişiklikler, grev, tanıtım promosyonları, çevresel düzenlemeler ve müdahale olayları olarak adlandırılan buna benzer olaylar gibi özel olay ve durumlardan etkilenmektedir (Box ve ark 2008).

Bir çevrebilimci, kırsal kesimlerde otomobillere emisyon kontrol cihazlarının yüklenmesi zorunluluğu getiren kanun hükmünün yürürlüğe girmesi paralelinde atmosferdeki kirliliğin azalması üzerine bir çalışma yapmak isteyebilir ya da bir kriminolojist silah kontrol kanunlarının bir bölgedeki silahlı soygun suçlarının durdurulması üzerine etkisini incelemek isteyebilir ya da emniyet kemeri kullanımıyla ilgili kanunun ölümle sonuçlanan trafik kazaları sayısı üzerine etkisini araştıran bir sigortacı, bunu takiben yaptığı incelemede kanunun otoyol güvenliğine olan etkisini değerlendirmek isteyebilmektedir. Bu örnekler ışığında genel olarak müdahale (etki) analizi, incelenen bir süreç üzerinde gerçekleşen olayların etkisini tanımlamak ve modellemek için kullanılan istatistiki bir analiz yöntemidir (Yafee ve ark. 2000). Müdahale analizi ya da diğer adıyla etki analizi ile bir araştırmacı serideki yanıtı (response) kesikli bir olay ya da etki girdisi (input) olarak değerlendirebilmektedir (Makridakis ve Wheelright, 1987).

Süreç üzerine etki eden müdahaleler sadece sistem dışı değişkenlerden kaynaklanmamaktadır. Bazı durumlarda sapma gösteren bir gözlem, veri girişindeki bir öğenin değerinde hataya neden olmaktadır. Eğer bu sapan değer serinin bir parçası olarak kalırsa, otokorelasyon ve parçalı otokorelasyonu önemli derecede yanlılığa iten bir ortalama sapma göstermektedir. Eğer daha sonra keşfedilirse, verideki bürüt hata gözlemsel sapan değer olarak modellenmektedir. Eğer sapan değerin seri boyunca süren bir etkisi varsa, sapan değerin varlığı modelin tanımlanması aşamasında ACF ve PACF'leri bozabilmektedir (Chang ve ark., 1988) . Bu çalışma kapsamında yapılacak uygulamada sapan değer incelenmeyecektir.

Müdahale analiz tekniği, istatistiksel anlamda, bağımlı gürültü (noise) yapısının varlığında belirli bir yanıt değişken üzerindeki etkilerin modellenmesinde kullanılır. Müdahalenin ve gürültünün mümkün dinamik karakterini temsil etmek için fark eşitliği modeli kullanılmaktadır (Box ve Tiao 1975).

2.4.1 Müdahale Analiz Tekniğinin Avantajları

Geçmişte zaman içerisinde rastlantısal olan fenomenlerler bağlantılı olarak istatistiksel analiz yöntemlerine ihtimam verilmiştir. Pratikte çoğunlukla oluşan durum yanıtın zamanın belirli bir noktasında bilinen ya da bilinmeyen olaylara bağlı olmasıdır. Bu olayların rastlantısal olması gerekmez ama yakın geçmiş üzerinde meydana gelmektedir. İstatistiksel yöntemler zayıf hafızaya sahiptir. Transfer fonksiyonu ile modelin gürültü parçasının dinamik karakteri ihmal edilme eğilimdedir. Zaman serisi yöntemlerinin uygulamaları bu durumu düzeltmektedir (Box ve Tiao 1975).

Zaman serileri araştırma yöntemlerinin diğer geleneksel araştırma yöntemlerinden çok önemli avantajları bulunmaktadır. Bir zaman serisi araştırma yöntemine bir sürecin rejimindeki, eğimindeki ve seviyesindeki değişimleri tespit edebilmek için gereksinim duyulabilinmektedir. Bazı zamanlar müdahale, davranış veya olayın etkisi anında kendini göstermeyebilir. Bir zaman serisi için müdahale araştırma yöntemine, vurumlu (pulse), basamaklı (step) ya da ertelenmiş etkilerin incelenmesinde ihtyaç duyulabilmektedir. Bu tip yöntemler geçici değişikliklerin tespit edilmesinde çok kullanışlıdır. Eğer araştırmacı kontrol ve deneysel grup için geniş, temsili ve denk örnekler alırsa, bu etkileri uygun bir şekilde değerlendirebilmektedir (Champbell ve ark., 1963). Zaman serisi benzeri deneylerin temel avantajı kimisi girdi kimisi de yanıt olabilen olayların sırasına odaklanmasıdır. Yanıtın ve girdi değişkenlerinin ortak değişimi ve zaman serisi üzerinde etkiye neden olayların sıralaması, nedensellik çıkarımları için gerekli olmaktadır. Yanıtın tipinin modellenmesi, girdi olayının etki-yanıt fonksiyonunun yapısını ortaya çıkarmak için fikir verir. Yanıtın şekli, etkinin yapısını anlamayı kolaylaştırmaktadır. Çoklu gözlemlerin avantajı ise teşhisten ve gözlemden kaçan etkilerin çeşitli biçimlerini bulmanın ve modellemenin mümkün olmasıdır (Yafee ve McGee 2000).

2.4.2 Müdahale Modeli Varsayımları

Bir araştırmacı müdahale (etki) analiz yöntemiyle bazı temel varsayımlara dayanarak model geliştirmektedir. Bu varsayımların ilki, içerisinde girdi olayını ve etki yanıtını içeren sistemlerin kapalı sistemler olduklarının kabul edilmesidir. Serinin kendi gürültüsü (noise) dışında seri üzerindeki tek dış müdahalenin bir olay ya da müdahale olduğu varsayılmaktadır. Diğer tüm sistemi etkileyebilecek etkenlerin aynı kaldığı ya da sistem dışı kaldıkları kabul edilmektedir. Sistemler en iyi durağan olduklarında ya da müdahale olayı sistem üzerinde tek başına etki yarattığında analiz edilebilmektedir. Eğer aynı zamanda çok fazla anlamlı ya da önemli olay yanıt seriyi etkilerse, belirli bir müdahalenin etkisini ortaya çıkarmak güçleşmektedir. Bundan dolayı, temel varsayım içerisinde, gözlemlenen sistemin incelenen belirli bir olayın etkilerinin diğerlerinden kolaylıkla ayrılabileceği sistemlerden olması gerekmektedir. Bir olayın olması yada olmaması stokastik bir fenomenden ziyade deterministik bir fenomen olduğu için, etki üreten olaylar vurum ve basamak indikatörleri yardımıyla modellenebilmektedir. Buna ilaveten, müdahale öncesi durumu ifade eden ARIMA model durağandır yani girdi olayının başlamasından itibaren gürültü modelin değişmediği varsayılmaktadır ve tek görünen değişikliğin olay ya da müdahale etkisiyle oluştuğu kabul edilmektedir. En önemli varsayımlardan biri de müdahale öncesini ve sonrasını modelleyebilmek için elde yeteri kadar gözlem verisinin olması gerekliliğidir. (Yafee ve ark. 2000, s. 267). Müdahalenin gerçekleştiği yani girdi olayının başlangıç zamanı T'nin bilinmesi, aynı zamanda bu etkinin ne kadar sürdüğü ve etkinin bitiş zamanının ne olduğunun. bilinmesi de temel varsayımlar arasındadır. (Brockwell ve Davis 2002).

2.4.3 Müdahale Analiz Teorisi

Ortalamada meydana gelen değişikliğin kestirilmesi ve test edilmesi için Student-t testi gibi mevcut prosedürler istatistikte çok uzun zamandır çok büyük rol oynamaktadır. Buna rağmen alışılmış t testi, ilgilenilen olay öncesindeki ve sonrasındaki gözlemler, μ_1 ve μ_2 ortalamaları etrafında sabit varyanslı ve bağımsız normal dağılım gösterdiğinde geçerli olmaktadır. Ama veriler ardışık gözlemlerin seri olarak birbirine bağımlı ve durağan olmadığı zaman serisi formunda da olabilmektedir ve burada güçlü mevsimsel etkiye rastlanabilmektedir. Sonuç olarak sıradan parametrik ve parametrik olmayan dağılım fonksiyonunda bağımsızlığa ve özel simetriye dayanan, istatistiksel prosedürler mümkün değildir. Buna göre beklenen formda değişiklik olasılığını içeren stokastik model oluşturmak için bir yaklaşım tasarlanmıştır. Bu tip model kurma iteratiftir ve uygun geçici analiz kritikleriyle değişen geçici kabul görmüş modelden çıkarsamaları içermektedir. Süreç tanımlama (model formu için geçici tanımlama), kurgulama ve ayırt edici kontrol aşamalarıyla ilerlemektedir (Box ve Tiao 1975).

Etki yanıt modeli regresyon fonksiyonu gibi formüle edilmektedir. Yanıt seriyi temsil eden bağımlı değişkenlerle birlikte regresyon model, ARIMA gürültü model ve müdahale fonksiyonundan oluşan bağımsız değişkenleri içermektedir. Formüle göre incelediğimizde yanıt değişken Y_t, müdahale öncesi ARIMA gürültü modeli fonksiyonu ile herbir müdahale için olan deterministik müdahale indikatörünün girdi fonksiyonunun toplamı olarak gösterilmektedir (Yafee ve McGee 2000). Nicel olarak bir müdahale analiz modelini,

yanıt değişken = dinamik bileşen + gürültü serisi (2.83)

olarak yazabiliriz (Keith ve ark 1994).

Tek Müdahale Durumu:

Eşit zaman aralıklarında elde edilen seri olarak $\ldots, y_{t-1,} y_{t,} y_{t+1,} \ldots$ verilerinin olduğu varsayılsın. (2.84) eşitliği dikkate alınarak müdahale analizi için kullanılacak genel form,

$$Y_t = f(\kappa, \xi, t) + N_t \tag{2.84}$$

olacaktır. Burada terimler,

- $Y_t = F(y_t)$ $\log y_t, (y_t)^{1/2}$ veya kendisi y_t olmak üzere y_t'nin uygun dönüşümlerini simgeler.
- $f(\kappa, \xi, t)$ zaman t'nin deterministik etkisi ile sistem dışı değişken ξ ve müdahalelerin etkilerini içerir
- N_t gürültünün stokastik altyapısını temsil eder
- κ bilinmeyen parametre kümesidir

şeklinde açıklanmaktadır (Box ve Tiao 1975).

Müdahale analizini oluşturuken, daha öncede ifade edildiği üzere, müdahale olayının zaman serisinin T zamanının bilinen bir noktasında meydana geldiği varsayılmaktadır. Olayla ilgili olarak çalışılan Y_t zaman serisi üzerinde beklenildiği gibi herhangi bir etki ya da değişikliğin kanıtı olup olmadığına karar vermek geremektedir. Müdahale olayının etki büyüklüğünü hesaplamak ve yapısını modelleyebilmek amacıyla transfer fonksiyon modeli temel alınmaktadır. Buna göre tek bir müdahale etkisinden oluşan müdahale modeli,

$$Y_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}\xi_t + N_t \tag{2.85}$$

şeklinde ifade edilir. Burada gürültü $N_t = f(\kappa, \xi, t) - Y_t$ karışık model olan ARIMA(p, d, q) süreci ile temsil edilmektedir. Buna göre $\varphi(B) = \phi(B)(1-B)^d$ olmak üzere gürültü model,

$$\phi(B)N_t = \theta(B)a_t \tag{2.86}$$

eşitliğiyle gösterilmektedir (Box ve ark 2008). Burada,

- B işleci, $By_t = y_{t-1}$ olmak üzere geri öteleme işleci
- $..., a_{t-1,} a_{t,} a_{t+1,} ...$ sıfır ortalamalı ve σ_a^2 varyanslı beyaz gürültü serisi
- $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - ... - \theta_q B^q)$ ve $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - ... - \phi_p B^p)$ sırasıyla MA ve AR polinomları
- $\theta(B)$ ve $\phi(B)$ 'nin kökleri ayrı ayrı birim çemberin dışında.

olmaktadır (Box ve Tiao 1975). Buna göre model,

$$Y_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}\xi_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)}a_t \tag{2.87}$$

şeklinde genel olarak yazılmaktadır.

(2.87) eşitliğinde sistem dışı değişken ξ_t katsayıları yani müdahale polinomlarının birbiriyle oranını temsilen transfer fonksiyonu,

$$\upsilon(B) = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}$$

$$= \frac{(\omega_o - \omega_1 B - \omega_2 B^2 - .... - \omega_m B^m)B^b}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - ... - \delta_r B^r)} \qquad (2.88)$$

şeklinde ifade edilir. Bu eşitlikte $\omega = (\omega_o, \omega_1, ..., \omega_m)$ transfer fonksiyonunun payında yer alan $\omega(B)$ operatörünün parametre kümesidir. Aynı zamanda transfer fonksaiyonunun paydasında yer alan $\delta(B)$ operatörüne ait $\delta = (\delta_1, \delta_2, ..., \delta_r)$ parametre kümesidir (Keith ve ark. 1994). Bir olay olduğunda olayın etkileri olayın olduğu anda değil daha sonra kendini gösterebilir, bu durumu yansıtan erteleme katsayısı b katsayısı ile temsil edilir ve $\upsilon(B)$ fonksiyonu da transfer fonksiyon modelindeki girdi değişkeninin sonsuz toplam şeklinde ifade edilen katsayısının yaklaşımıdır (Brockwell ve Davis 2002).

$$\upsilon(B) = \delta^{-1}(B)\omega(B)B^b \qquad (2.89)$$

(2.89) eşitliğinde gösterilen müdahale model operatörünün yapısını tanımlama ön beyaz gürültü dönüştürümü tekniğine dayandırılamaz. Bunun yerine değişikliğe veya etkiye neden olabilen mekanizmayı düşünerek müdahale modelinin ve kastedilen değişikliğin biçimini varsaymak tercih edilirdir (Box ve ark 2008).

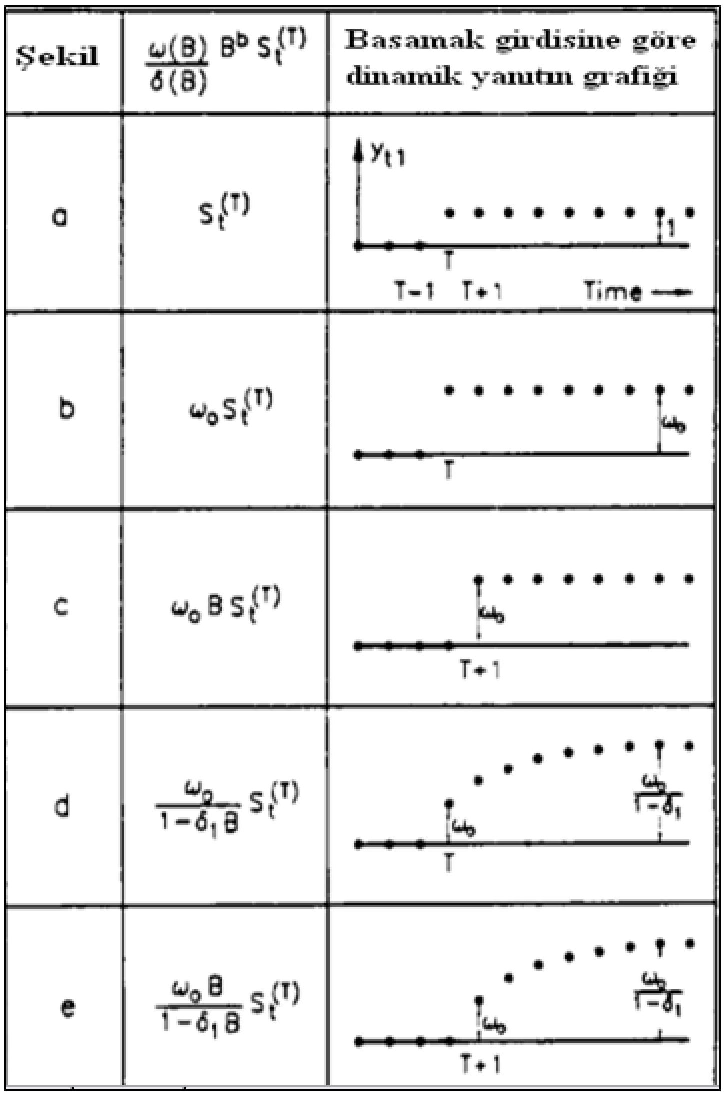
Müdahale indikatörü müdahalenin varlığını ve yokluğunu temsil etmek üzere kesikli kodlanan sistem-dışı değişkendir. Eğer müdahale fonksiyonu ξ_t, bir basamak (step) fonksiyonuysa T zamanda başlayan olaya kadar fonksiyonun değeri 0 (sıfır) olacaktır. Olay olduğu andan itibaren, olayın varlığı devam ettiği sürece müdahale 1 değerinde kalacaktır. Buna göre $S(t)$ basamak fonksiyon ve $\xi_t = S(t)$ olmak üzere ,

$$S(t) = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \qquad (2.90)$$

şeklinde yazılmaktadır (Yafee ve Mcgee 2000). Müdahale indikatörünü basamak girdisi olarak aldığımızda basamak fonksiyonlu dinamik yanıt,

$$f(\kappa, \xi, t) = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)} S(t) \qquad (2.91)$$

ile ifade edilir ve çeşitli transfer fonksiyonlara göre genel müdahale modeli Y_t'ye dönüştürülür ve Şekil 2.10' da kullanılan çeşitli transfer fonksiyonlarına göre olası yanıtlar gösterilmektedir (Keith ve ark 1994).



Şekil 2.10: Basamak girdisine göre dinamik yanıtlar

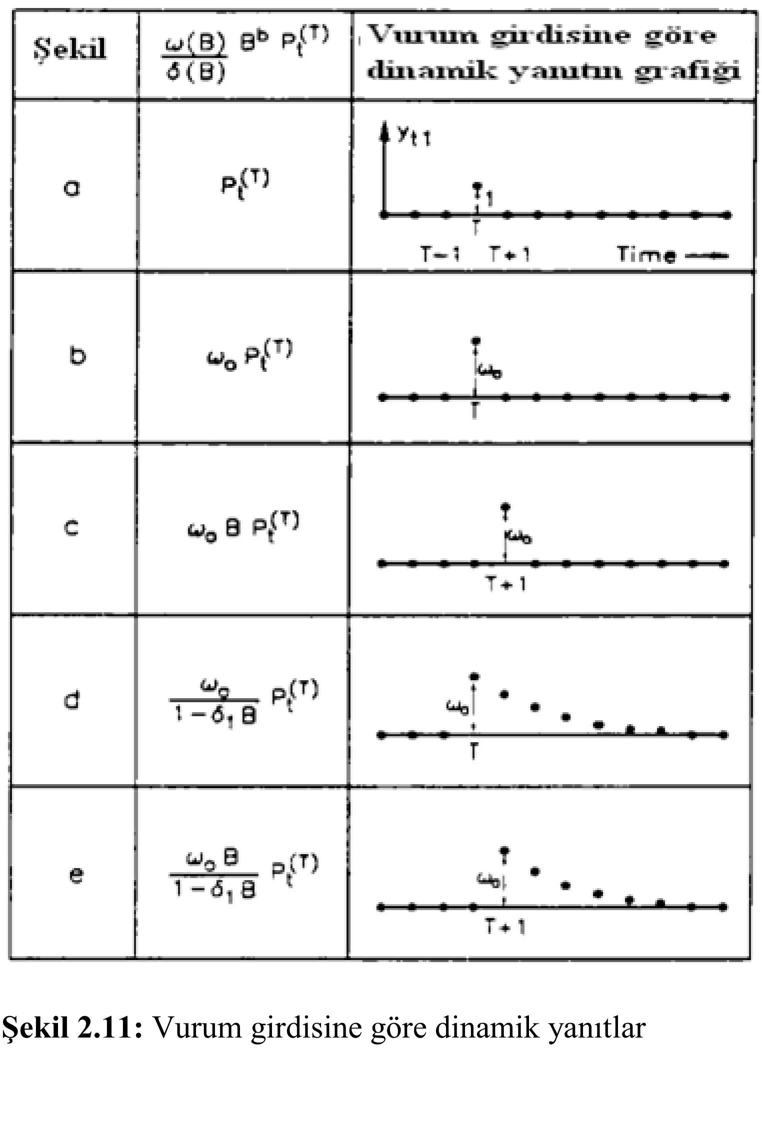
Eğer ξ_t, vurum (pulse) fonksiyonu ise, farklı bir koşul elde edilmektedir. Olaydan önce müdahale indikatörü 0 (sıfır) olarak kodlanır. Bir atılım olduğunda müdahale fonksiyonu 1 (bir) olarak kodlanmaktadır. Fonksiyonun değeri olayın varlığı süresince 1 olarak kalmaktadır. Geleneksel vurum durumunda olay sadece tek zaman periyotluyken, genişletilmiş vurum olayında zaman periyodu olay süresince yayılmaktadır. Bir vurum fonksiyonu $\xi_t = P(t)$ olmak üzere,

$$P(t) = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases} \tag{2.92}$$

ifadesiyle gösterilir (Yafee ve Mcgee 2000).

(2.92) eşitliği ile gösterilen ifadede $P(t)$ geçici veya geçişli ve T zamandan sonra kaybolan müdahale etkilerini sunmaktadır. Bu indikatör girdi değişkenleri, müdahalenin sayısal değişken olarak yazılamayan yanıt ile temsil edilemeyeceği birçok durumda kullanılmaktadır, çünkü bu tip sayısal bir değişken yoktur veya bu tip değişken üzerinde ölçüm yapmak imkansızdır ya da elverişsizdir (Box ve ark. 2008).

Şekil 2.11' de girdi değişkenin vurum fonksiyonu olması üzere çeşitli transfer fonksiyonlara göre dinamik yanıtlar gösterilmiştir (Keith ve ark 1994).



Şekil 2.11: Vurum girdisine göre dinamik yanıtlar

Basamak ve vurum fonksiyonları girdi değişkenleridir ve iç ilişkilidirler. Gerçekte vurum fonksiyonu dönüştürülmüş bir basamak fonksiyonudur. Diğer bir ifadeyle vurum fonksiyonu farkı alınmış bir basamak fonksiyonudur

$$P(t) = (1\text{-}L)S(t) \tag{2.93}$$

eşitliğinde gösterildiği şekilde aralarında bir ilişki mevcuttur (Yafee ve McGee 2000)

Vurum müdahaleleri genelde su kaynaklarında ve çevre mühendisliklerinde meydana gelmektedir. Örneğin su arıtma merkezindeki bir kimyasal prosesin tüketicilere dağıtılan suyun kalitesini önemli derecede etkileyip etkilemediğini bir gün için deneme olarak ortaya konmak istenmiştir. Eğer arıtmanın etkisi dağıtım ve depolama zamanına göre bir gün ertelenirse, Şekil 2.11c' deki model uygun model olacaktır ve burada ω_0 ölçülen su kalitesindeki değişikliği temsil edecektir. Bir diğer örnek ise çevresel etki sonucu olan müdahale analizidir. Kereste yapmak amacıyla küçük bir nehir üzerindeki geniş ağaçların kesilmesi nehirin akışında değişikliklere yol açacaktır. Bu durum için uygun model Şekil 11d' deki birinci derece model olacaktır. Bu modelde ω_0 nehir akışındaki başlangıç değişikliğidir ve δ_1 ise yeni ağaçların zaman içerisinde türemesiyle orandaki azalmayı temsil etmektedir (Keith ve ark. 1994).

Girdi fonksiyonlarını temsil etmek üzere indikatör değişkenler için kodlamalar Çizelge 2.3' de gösterilmektedir (Yafee ve Mcgee 2000)

Çizelge 2.3: Vurum ve basamak fonksiyon girdileri için indikatör kodlama

Vurum Fonksiyonu		Basamak Fonksiyonu	
Zaman (t)	P(t)	Zaman (t)	S(t)
1	0	1	0
2	0	2	0
3	0	3	0
4	0	4	0
5	0	5	0
6	1	6	1
7	0	7	1
8	0	8	1
9	0	9	1
10	0	10	1

Çoklu Müdahale Durumu

Ek bir altsimge eklenerek tek müdahaleler için yazılan model çoklu müdahaleler için genişletilebilmektedir. Eğer I_1, tek bir seri Y_t'ye göre müdahaleleri temsil ediyorsa, dinamik yanıt modeli,

$$f(\kappa,\xi,t)=f(\omega,\delta,b,\xi,t)$$
$$=\sum_{i=1}^{I_1}\upsilon_i(B)\xi_{ti} \tag{2.94}$$

olacaktır. Burada ξ_{ti}, i'nci Müdahalenin varlığını ve yokluğunu ifade etmek üzere 0 ve 1 kodlarını alabilen i'nci üretilmiş müdahale serisidir ve ω ile δ verilerden hesaplanan parametre kümesi, $b=\{b_1,b_2,...,b_{I_1}\}$ çıktıyı (output) etkileyen müdahaleler için erteleme parametre kümesi olmak üzere, model parametre kümesi $\kappa=(\omega,\delta)$ şeklinde gösterilir. i'nci müdahalenin çıktıya olan etkisini yansıtan i'nci transfer fonksiyonu tek bir müdahaledeki transfer fonksiyonu mantığıyla,

$$\upsilon_i(B)=\frac{\omega_i(B)B^{b_i}}{\delta_i(B)}$$
$$=\frac{(\omega_{0i}-\omega_{1i}B-\omega_{2i}B^2-....-\omega_{mi}B^{m_i})B^{b_i}}{(1-\delta_{1i}B-\delta_{2i}B^2-...-\delta_{ri}B^{r_i})} \tag{2.95}$$

eştliğiyle ifade edilmektedir. Burada m_i ve r_i, müdahale polinomları olan $\omega_i(B)$ ve $\delta_i(B)$'nin ayrı ayrı derecesini temsil etmektedir. Aynı zamanda b_i katsatısı, i'nci müdahalenin Y_t'yi etkilemeden önceki pozitif sayısını tanımlayan ertelemesidir. $\upsilon_i(B)$ ise i'nci müdahale indikatörü ξ_{ti}'nin transfer fonksiyonudur. Çoklu müdahalenin transfer fonksiyonunun tek müdahalenin transfer fonksiyonundan farkı i altsimgesinin eklenmesidir. Çoklu müdahale olması durumunda genel müdahale modeli,

$$Y_t=\sum_{i=1}^{I_1}\upsilon_i(B)\xi_{ti}+N_t$$

$$= \sum_{i=1}^{I_1} \frac{\omega_i(B) B^{b_i}}{\delta_i(B)} \xi_{ti} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \tag{2.96}$$

formunda olacaktır (Keith ve ark. 1994).

3. MATERYAL VE YÖNTEM

.

3.1 Materyal

Çoğu istatistik araştırmalarında istatistiki paket programlardan faydalanır ve programların ürettiği grafik ve sonuçlar yardımıyla eldeki istatistiki modeller hakkında çıkarımlarda bulunur. Zaman serileri de uygulamalarda en çok kullanılan istatistik konularındandır. Çoğu paket programlarda grafik çizimleri, model oluşturma, uygunluk testleri gibi araştırmacının ihtiyacı olan bilgiler sunulmaktadır. Bu tez kapsamında gerçekleştirilen Türkiye'nin aylık ithalat-ihracat oranları üzerinde 2001 yılında yaşanan ekonomik kriz etkisinin analiz edildiği model araştırma çalışmasında, istatistiki verilerin yorumlanmasında ve uygulamaya yönelik en uygun modelin karar verilmesinde Eviews, Minitab ve SPSS paket programlarından faydalanılmıştır.

3.2 Yöntem

Uygulama aşamasında kullanılan Türkiye'nin 1992-2009 yıllarına ait ihracat serisi incelendiğinde çoğu ekonomik zaman serisinde görüldüğü üzere mevsimsel bir etkinin mevcut olduğu görülmektedir. Buna göre müdahale öncesi gürültü bileşenini temsil edecek ARIMA model mevsimsel bir model olacaktır. Buna göre ARIMA model kurma sürecinde mevsimselliğin söz konusu olması durumunda kullanılacak yöntem açıklanacaktır.

Müdahale analizinde kullanılan iki temel modelleme stratejisi bulunmaktadır. Genellikle tercih edilen yaklaşım, tezin uygulama kısmında kullanılmış olan, önce müdahale öncesi serinin daha sonra müdahale sonrası serinin modellenmesidir. Diğer alternatif yaklaşım ise, etkinin modellenmesi tüm seri üzerinde gerçekleştirilmektedir. Bu bölümde uygulamada temel alınan Box-Jenkins-Tiao müdahale analiz yöntemi ayrıntılı bir şekilde tanıtılacaktır.

3.2.1 Çarpımsal Mevsim Seriler İçin Modelleme Yöntemi

Çarpımsal modeller için Box-Jenkins modelleme stratejisi modeldeki mevsimsel ve mevsimsel olmayan faktörlerle ele alınmaktadır. Zaman yolu grafikleri, düzenli değişim örnekleri üzerinde mevsimsel değişimin kanıtlarını gösterir ve böylelikle öncelikli dönüşümlerin yapılıp yapılmaması gerekliliğini ortaya koymaktadırlar. Mevsimsel durağan dışılık otokorelasyonların karışmasına neden olmaktadır ve bu durumda serinin modellenmesini ve/veya modelden tahmin yapılmasını güçleştirmektedir. Mevsimsel kökler için test yapılması mevsimsel fark almanın gerekip gerekmediğine karar verilmesini sağlamaktadır (Frances 1991, Meyer 1998, Reilly 1999).

Mevsimsel fark alma işlemi, mevsimsel durağan-dışılığı yok etmek amacıyla uygulanmaktadır ve olağan fark alma işlemi serinin kalıntılarının durağanlaşmasını sağlayacaktır. Eğer kalıntı homojen değilse, bir Box-Cox ya da kuvvet dönüşümü kovaryans durağanlığı sağlamak üzere uygulanabilinir. Daha öncede ifade edildiği üzere eğer varyans sabit değilse ve standart sapma ortalamayla orantılı ise logaritmik dönüşüm, varyanslığın sabitliğinin sağlanması için tercih edilebilir. Mevsimsel ve olağan fark almanın gerekli olmadığından emin olunmak istenirse düzenli ve mevsimsel durağanlık mevsimsel olmayan serilerde olduğu gibi Dickey-Fuller veya pekiştirilmiş Dickey-Fuller testi ile mevsimsel birim köklerin test edilmesinde kullanılabilmektedir. Bu testler serinin, düzenli ve mevsimsel fark alma ile seriyi tanımlamak için yeterli durağanlığı sağlamaya gereksinim duyup duymadığını ifade etmektedir. Bundan sonra uygun fark alma işlemi ile kovaryans durağanlık sağlanacaktır.

Model parametreleri, genelikle ACF ile ya da bazen kullanımı ACF’ ye göre daha az olan PACF ile tanımlanmaktadır. PACF’ nin nadiren kullanılması mevsimsel modellere nispeten daha karışık ve yorumlanmasının daha zor olmasıdır. Bir araştırmacı mevsimsel AR, MA veya ARMA örneklerinin üzerine konulacak mevsimsel olmayan AR, MA veya ARMA örneklerine ait kanıtlar aramaktadır. Hem mevsimsel hemde mevsimsel olmayan eklemeli MA modeller için, q mevsimsel olmayan MA parametresinin derecesini göstermek üzere, mevsimsel zirveden önce (peak) q zirve olacaktır. Modelleme süreci esnasında çarpımsal model araştırılmalıdır. Mevsimsel bileşenler öncelikle tanımlanır ve daha sonra mevsimsel olmayan çarpımsal faktör belirlenmektedir. Durağanlık ve çevrilebilirlik için parametre testlerinin yapılması modelin iyi olup olmadığı konusunda emin olunmasını sağlayacaktır. Daha sonra değişimin uygun bir şekilde modellenip modellenmediğinin anlaşılması için kalıntılar teşhis edilmektedir. Eğer kalıntılar beyaz gürültü serisi değilse yeni bir model tanımı yapmak üzere iteratif basamaklar tekrar edilecektir. Model kestirimi yapıldıktan sonra, hangi modelin daha gerçekçi sonuç ürettiğini anlamak için, kurgulanan modeller model teşhis aşamasında karşılaştırılır. Bu süreç kalıntılar beyaz gürültü sürecini yansıtana kadar devam ettirilir ve optimal uygun modele ulaşılır.

3.2.2 Box-Jenkins-Tiao Müdahale Analiz Yöntemi

Yafee ve Mcgee (2000) ‘ ye göre her iki müdahale analiz yönteminde temel mantık müdahale öncesi seri, müdahale girdisi ve müdahale sonrası seri üzerinde girdinin gözlemlenen etkisi incelenmektedir. Tek fark, yöntemlerden biri müdahale öncesi ve sonrası seriyi ayrı ayrı analiz ederken, diğeri bir bütün olarak incelemektedir. Geleneksel yöntem olarak kabul edilen Box-Jenkins-Tiao yöntemiyle ele alınan örnek, müdahale öncesi ve müdahale sonrası seri olarak iki parçaya ayrılmaktadır.

Müdahale analiz yönteminin temel varsayımlarından olan yeterli sayıda gözlemin varlığı bu yöntemin uygulanılabilirliği açısından da gereklidir. Ayrı ARIMA modellemesi için müdahale öncesi modelde yeterli sayıda gözlem olduğundan emin olmak gerekmektedir. Gözlem sayısı kontrol edildikten ya da yeteri kadar gözlem değerine ulaşıldıktan sonra müdahale öncesi serinin grafiği çizilir, analiz edilir ve sapan değer olup olmadığı kontrol edilir. Eğer analiz edilen müdahale öncesi seride sapan değerler mevcutsa ve eğer sapan değerlerin tespiti için yeteri kadar gözlem varsa, sapan değerler tespit edilebilmektedir ve kayıp değerler lineer içdeğerbiçim (interpolasyon) tekniğiyle ya da ardışık gözlemler yoluyla yerine konulabilmektedir. Sapan değerlerin başlangıç yerleştirmelerinden sonra, seri sapan değerler için tekrar kontrol edilmelidir ve eğer hala sapan değer mevcutsa tekrar yeniden yerleştirme yapılmalıdır. Bu sapan değer düzeltme süreci tüm sapan değerler yok olana kadar devam ettirilmektedir.

Müdahale öncesi seri için ARIMA model kurma süreci uygulandığında, gürültü modelin oluşturulma sürecinde, seri değerlerinin durağanlık dönüşümleri, seri değerlerine uygun olabilecek bir gürültü model tanımlaması, kurgulanan modele ait parametre kestirimleri ve uygunluk kontrolleri yapılmaktadır. Müdahale öncesi modele ait kalıntıların beyaz gürültü serisi olduğu bulunduktan sonra optimal model seçimi yapılmış olunur. Gürültü modelin müdahale varsayımları kapsamında, analiz boyunca sabit kaldığı, seri üzerindeki tek değişikliğin olay ya da giriş etkisinden geldiği kabul edilmektedir (Yafee ve McGee 2000).

Müdahale öncesi modelin belirlenmesinden sonraki aşama, müdahale sonrası kısmın değerlendirilmesidir. Sistem dışı girdinin kaynağı değerlendirilerek, etkinin basamak ya da vurum girdi süreci olup olmadığına karar verilmektedir. Sistem dışı olayın varlığını ve yokluğunu temsil etmek üzere yapay değişken olarak girdinin kaynağı 1 ve 0 değerleriyle kodlanmaktadır. Serinin bir grafiği çizilir ve grafik üzerinde inceleme yapılır. İnceleme sırasında dikkat edilmesi gereken tekil ya da mevsimsel olsun bir vurumu, olay girdisini ve sapan değeri ayırt etmenin gerekliliğidir. Eğer kesin olarak bir sapan değer mevcutsa olayın etkisinden sapan değerlerin çıkarılması gerekmektedir. Eğer girdi olayının etkisi aniden görünüp aniden kayboluyorsa, seri bir vurum fonksiyonuyla temsil edilecek demektir. Eğer vurumun kaynağı, zamanı önceden bilinemeyen bir gözlemsel sapan değerse ya düzeltilmelidir ya da ayrı bir vurum olarak kodlanmalıdır. Eğer sapan değer seriyi etkileyen daha fazla ya da daha az süren ikinci tip sapan değerse gürültü ve vurum etkisinin toplamına ait etki tepki fonksiyonu olarak modellenmelidir (Box ve ark. 2008). Olası sapan değer ya da vurum fonksiyonun anlamlılığını teşhis etmek üzere benzerlik oran testi kullanılır. Eğer sapan değerler ihmal edilirse ve seride bırakılırsa, bu durum serinin ACF ve PACF'sinde yanlılığa neden olur (Mills 1990).

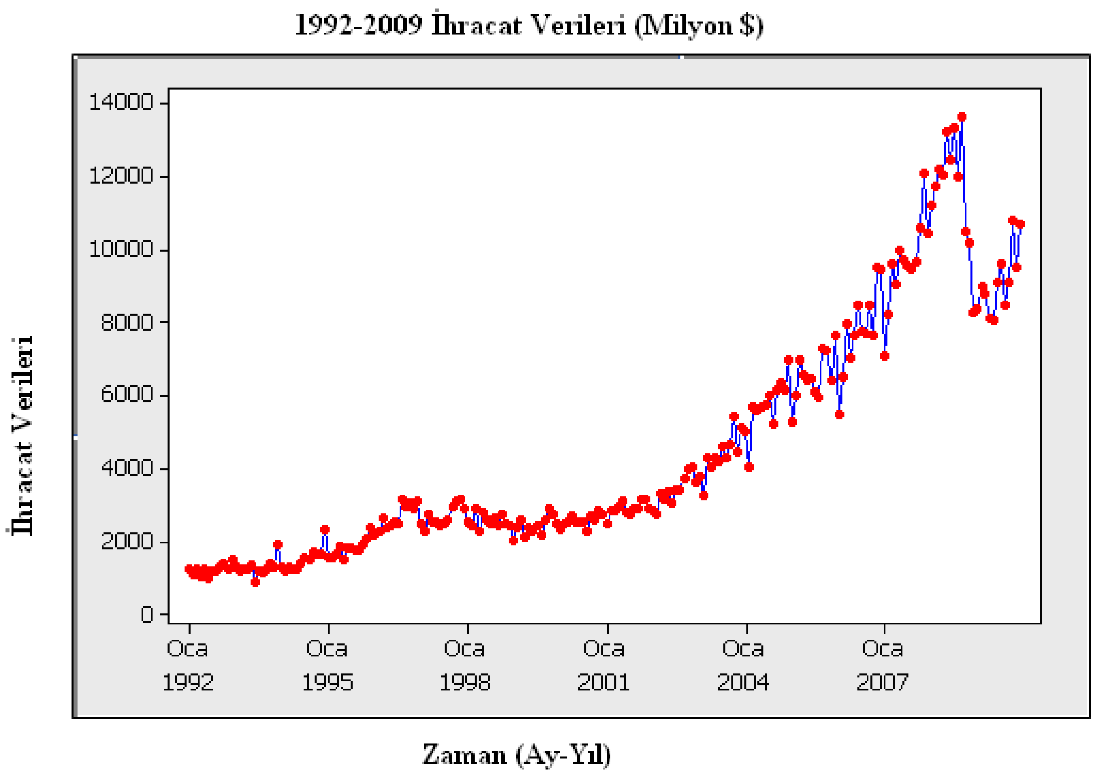
Sapan değerler modellendikten ya da yeniden yerleştirildikten sonra, diğer girdilerin sayısının tespit edilmesi gerekmektedir. Seri üzerinde hiçbir etki olmayabilir ya da bir etki olabilir ya da birden fazla etki mevcut olabilir. Eğer çoklu bir müdahale durumu varsa, yeterli zaman ve veriyle modele eklenmek üzere ayrılabilirler. Seriye ait alternatif açıklayıcı girdiler test edilmelidir ve her açıklayıcı alternatif girdi yapısının ve sürelerinin açıklanması gerekmektedir. Eğer bir olay aniden olup, aniden kayboluyorsa ve kısa bir zaman için kalıyorsa, bu genişletilmiş bir vurum fonksiyonuyla modellenebilmektedir. Eğer bir olay oluyor ve etkisi kalıyorsa basamak fonksiyon olarak kodlanacaktır. Eldeki seriyi modellemek için hangi girdi fonksiyonunun uygun olduğuna karar vermek deterministik girdi yapısını modellemek anlamında gelmektedir (Yafee ve McGee 2000).

Her müdahalenin yapısını değerlendirmek için çeşitli yollar vardır (Vandaele 1983). Öcelikle hangi çeşit bir etkinin beklendiği bir fikir edinmek amacıyla gözden geçirilmesi gerekir. Bir etkinin olmadığı sıfır hipotezi ile formüle edilebilir ve buna bağlı olarak teori ve literatüre dayanan bir araştırma hipotezi oluşturulur. Etkinin ilk değerlendirilmesi sonrasında müdahale sonrası yanıtın gözlemlenmesiyle bu hipotez test edilir. İkinci olarak tüm seri üzerinde gürültü modelin aynı kalıp kalmadığı kontrol edilmelidir. Bu ARIMA gürültü model parametrelerinin müdahale öncesi etkiden önce ve sonra anlamlı olup olmadıklarının kontrol edilmesi aşamasını içeren bir dizi iteratif süreci içermektedir. ARIMA gürültü müdahaleden önce ve sonra ayrı ayrı modellenmektedir. Eğer gürültü model parametreleri müdahale öncesi ve sonrasında anlamlı kalırsa, gürültü modelin durağan olduğu söylenebilir. Eğer gürültü model tüm serinin zaman periyodu içerisinde durağansa, gürültü bileşeni için ARIMA model müdahale öncesi serinin temellerinde formüle edilebilir. Eğer sistem diğer etkilerden tamamen izole ise, müdahalenin başlangıcından sonra kalıntılar sadece müdahalenin etkisinden etkilenmelidir.

Bir araştırmacı araştırma hipotezini test etmeye etkiyi modellemekle başlamaktadır. İlk etki b gecikme zamanındaki ω_0 regresyon katsayısı ile ifade edilmektedir. Ardışık etkiler ise payın payda parametrelerine oranı olan $\sum \omega_i(B) / (1 - \sum \delta_i(B))$ ifadesiyle formüle edilmektedir. Müdahale indikatörünün vurum ya da basamak fonksiyonu olup olmamasına bağlı olarak etki, yanıt seri üzerindeki müdahale etkisi anındaki ve sonrasındaki serinin grafiğini ifade eden şekli varsaymaktadır. Müdahaleyi takiben serideki değişimden etki modelin tanımlanmasına çalışılmalıdır. Müdahale sonrası serideki değişimin süre ve başlangıç yapısı incelenmelidir. Ortalama seviyedeki değişime, eğimdeki değişime ve hatta serinin varyansındaki değişime odaklanılmalıdır.Müdahalenin başlangıcındaki değişimin ani ya da basamaklı olup olmadığına dikat edilmelidir. Değişim süresinin sürekli mi süreksiz mi olduğu incelenmelidir. Aynı zamanda müdahale sonrası sürecin kesilip kesilmediği, dalgalanıp dalgalanmadığı ya da azalıp azalmadığı kontrol edilmelidir. Böylece etkinin şekline göre etki-tepki fonksiyonunun nasıl kurulacağı belirlenmiş olmaktadır. Çıktı serisinin şeklindeki değişiklik, hangi tip yanıt fonksiyonunun tercih edileceğine karar verecektir.

4. ARAŞTIRMA BULGULARI

Belirli bir T zamanda gerçekleşen bir etki ya da olay durumunda zaman serisinin modellenme yöntemleri teorik olarak anlatılmıştır. Bu bölümde etki modelleme yöntemi olan müdahale analiz tekniğinin zaman serisi verilerine nasıl uygulanacağına yönelik örnek bir uygulama geliştirilmiştir. Uygulama için MINITAB, SPSS ve E-VİEWS paket programlarından faydalanılmıştır. Uygulama kapsamında Türkiye'nin 1992-2009 yıllarına ait ihracat verileri üzerinde müdahale analiz yöntemi uygulanmıştır. Orjinal veriler merkez bankasının internet sitesinden (http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html) temin edilmiştir. 1992-2009 yıllarına ait ihracat verileri Ek 1'de sunulmaktadır. (Milyon $) tutarındaki ihracat verilerine ait zaman yolu grafiği Şekil 4.1' de gösterilmektedir.



Şekil 4.1: 1992-2009 yılarına ait ihracat verileri zaman yolu grafiği

Müdahale analiz yöntemleri içerisinden Box-Jenkins-Tiao yöntemi tercih edilmiştir. Bu analiz yöntemine göre model belirlenirken model iki parçaya ayrılır. Müdahale öncesi dönem şeklinde ifade edilen birinci kısım stokastik gürültü bileşenidir ve bilinen ARIMA yöntemiyle model tanımlaması yapılır. İkinci kısımda yer alan bileşen ise dinamik (deterministik) bileşen olan müdahale bileşenidir. Şekil 4.1' de de görüleceği üzere 2001 yılında Türkiye'nin yaşamış olduğu kriz sonrasında ihracat verilerinde bir artış meydana gelmektedir. Bu durumda zaman serisini etkileyen olay olarak kriz ele alınmış ve seri 2001 (müdahale) öncesi dönem ve 2001 (müdahale) sonrası dönem olarak iki kısımda modellenmiştir. Al-Khalidi (2002) yılında yapmış olduğu, "Müdahale Analizi ve Log-Normal kullanılarak Su Kaynaklarının Kirliliğinin Ölçülmesi" adlı çalışma, yöntemin uygulanması kapsamında araştırmaya örnek teşkil etmiştir.

Uygulama çalışmasında öncelikle stokastik bileşen denilen ARIMA model yapısı incelenecek, daha sonra müdahale sonrası kısmı temsil eden kısım modellenerek uygulama tamamlanacaktır.

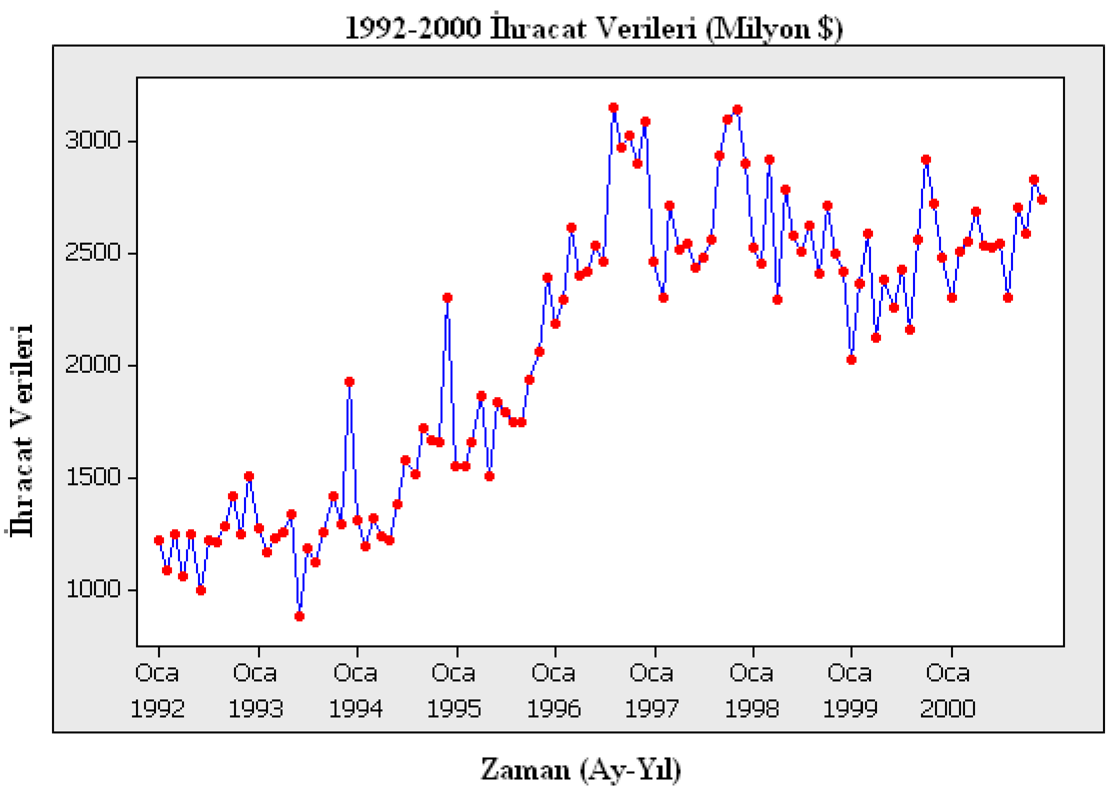
4.1 Müdahale Öncesi Dönem Analizi

Müdahale öncesi dönem analizinde Box-Jenkins tarafından geliştirilen ARIMA model kurma süreci kullanılmaktadır. ARIMA modeli oluşturma süreci model tanımlama, parametre tahmini ve model uygunluk kontrolleri olmak üzere üç temel kısımdan oluşmaktadır. Buna göre uygulamanın ilk aşamasında Çizelge 4.1' de gösterilen 2001 yılı öncesi ihracat verilerine ait model tanımı yapılmıştır.

Çizelge 4.1: Müdahale (2001 yılı) öncesi ihracat verileri

	1992-2000 İhracat Verileri (Milyon $)					
1992M01	1223.000	1081.000	1246.000	1058.000	1247.000	998.0000
1992M07	1216.000	1206.000	1279.000	1412.000	1247.000	1502.000
1993M01	1274.000	1168.000	1231.000	1258.000	1338.000	881.0000
1993M07	1182.000	1121.000	1259.000	1417.000	1291.000	1925.000
1994M01	1313.000	1193.000	1320.000	1233.000	1220.000	1378.000
1994M07	1578.000	1517.000	1720.000	1671.000	1658.000	2305.000
1995M01	1550.000	1551.000	1656.000	1861.000	1503.000	1835.000
1995M07	1790.000	1748.000	1750.000	1937.000	2059.000	2396.000
1996M01	2183.000	2297.000	2615.000	2401.000	2421.000	2536.000
1996M07	2466.000	3152.000	2972.000	3027.000	2904.000	3093.000
1997M01	2464.000	2301.000	2717.000	2515.000	2546.000	2436.000
1997M07	2483.000	2564.000	2936.000	3101.000	3147.000	2900.000
1998M01	2529.000	2456.000	2917.000	2291.000	2783.000	2583.000
1998M07	2507.000	2625.000	2411.000	2716.000	2499.000	2424.000
1999M01	2027.000	2369.000	2589.000	2120.000	2385.000	2256.000
1999M07	2430.000	2161.000	2565.000	2921.000	2728.000	2480.000
2000M01	2305.000	2505.000	2553.000	2691.000	2538.000	2523.000
2000M07	2548.000	2300.000	2706.000	2589.000	2829.000	2738.000

Model belirlenirken ilk koşul incelenen serinin durağan olup olmadığının tespit edilmesidir çünkü durağanlık model tanımlamasının yapılabilmesi için ilk koşuldur. Serinin durağan olmaması serinin ortalaması ve varyansının zamana bağlı değiştiği anlamına gelmektedir. Bu durum seriye ait kurulacak modelin yanlış tanımlanmasına neden olmaktadır. Müdahale öncesi verilerin durağanlık durumu grafiksel analiz ya da zaman serisinin ACF ve PACF'lerinin incelenmesiyle tespit edilmektedir. Buna göre Şekil 4.2 incelendiğinde serinin artan bir eğilim gösterdiği yani durağan olmadığı görülmektedir. Aynı zamanda Şekil 4.3' teki otokorelasyon fonksiyonunun hızlı bir şekilde sıfıra inmemesi de bu yargıyı desteklemektedir.



Şekil 4.2: 1992-2000 yılları arası ihracat değerlerinin zaman yolu grafiği

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.898	0.898	89.480	0.000
		2	0.867	0.315	173.75	0.000
		3	0.834	0.105	252.53	0.000
		4	0.799	0.013	325.48	0.000
		5	0.781	0.083	395.76	0.000
		6	0.744	-0.043	460.23	0.000
		7	0.741	0.136	524.76	0.000
		8	0.702	-0.096	583.23	0.000
		9	0.686	0.042	639.69	0.000
		10	0.652	-0.078	691.27	0.000
		11	0.650	0.148	742.99	0.000
		12	0.671	0.215	798.66	0.000
		13	0.599	-0.371	843.49	0.000
		14	0.575	-0.087	885.33	0.000
		15	0.530	-0.073	921.20	0.000
		16	0.500	0.018	953.47	0.000
		17	0.472	0.019	982.58	0.000
		18	0.437	-0.048	1007.8	0.000
		19	0.419	-0.058	1031.2	0.000
		20	0.388	0.062	1051.5	0.000
		21	0.369	0.016	1070.1	0.000
		22	0.331	-0.003	1085.3	0.000
		23	0.328	0.001	1100.4	0.000
		24	0.323	-0.022	1115.1	0.000
		25	0.255	-0.213	1124.4	0.000
		26	0.219	-0.107	1131.3	0.000
		27	0.183	0.095	1136.3	0.000

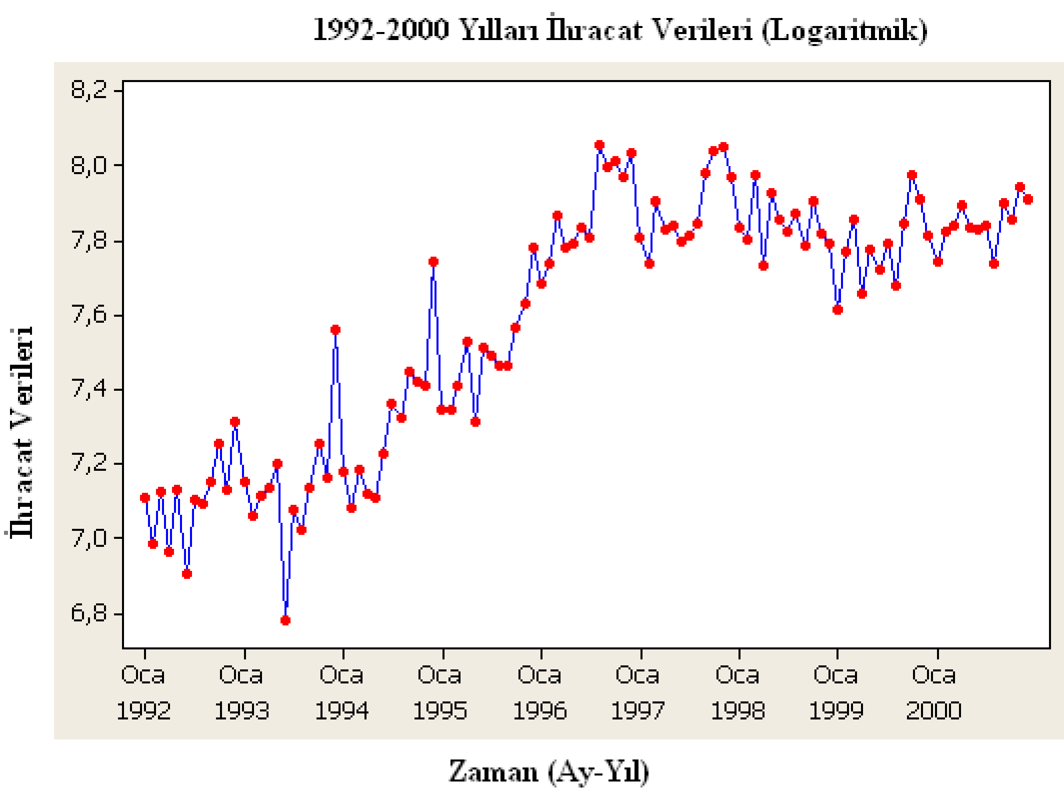
Şekil 4.3: Müdahale öncesi serinin ACF ve PACF korelogramları

İncelenen serinin varyansını sabitleştirmek amacıyla öncelikle seriye, uygun bir dönüşüm uygulanması gerekmektedir. Buna göre Çizelge 4.1’ deki ihracat verileri için logaritmik dönüşüm tercih edilmiştir. x_t ihracat verilerini temsil eden değişken olmak üzere, seri değerlerine $X_t = \ln x_t$ eşitliği uygulanmıştır. Logaritması alınan serinin değerleri ile zaman yolu grafiği sırayla Çizelge 4.2 ve Şekil 4.4’de gösterilmiştir.

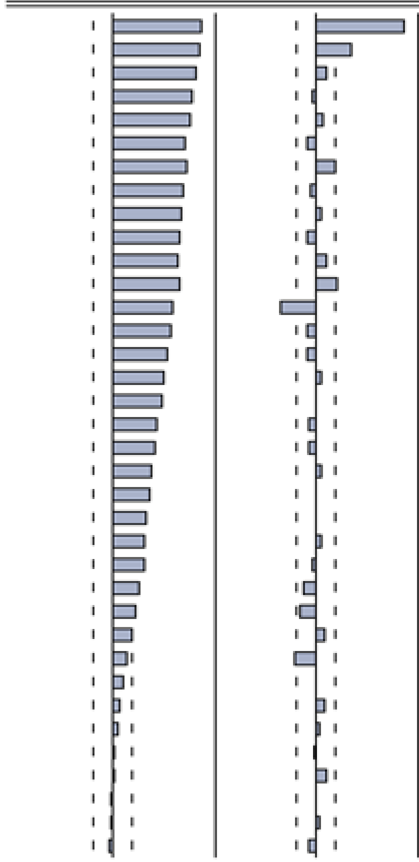
Logaritmik dönüşüm uygulanan seri grafik üzerinde incelendiğindei seride artan düzeyde bir eğilim olduğu, durağanlığın sağlanamadığı görülmektedir. Aynı zamanda durağanlığın sağlanamadığını ACF ve PACF korelogramları incelenerekte anlaşılmaktadır. Şekil 4.5’ de görüleceği üzere otokorelasyon fonksiyonu sıfıra doğru hızlı bir şekilde azalmamaktadır. Trend etkisi içeren bir seride otokorelasyon fonksiyonu kısa gecikmeler için pozitif ve yüksek olup, gecikme artıkça yavasça azalan bir görünüme sahiptir. Buna ilaveten durağanlık analizinde Q istatistiğinin değerleriyle kritik değer karşılaştırılır. Q istatistiği için $k = 27$ serbestli derecesindeki değerler, $\alpha = 0,05$ anlam seviyesindeki kritik değer=40.113'den büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilir ve bunun sonucunda seri durağan değildir denmektedir.

Çizelge 4.2: Müdahale öncesi verilerinin logaritmik dönüşüm değerleri

	Logaritmik İhracat Verileri(1992-2000)					
1992M01	7.109060	6.985640	7.127690	6.964140	7.128500	6.905750
1992M07	7.103320	7.095060	7.153830	7.252760	7.128500	7.314550
1993M01	7.149920	7.063050	7.115580	7.137280	7.198930	6.781060
1993M07	7.074960	7.021980	7.138070	7.256300	7.163170	7.562680
1994M01	7.180070	7.084230	7.185390	7.117210	7.106610	7.228390
1994M07	7.363910	7.324490	7.450080	7.421180	7.413370	7.742840
1995M01	7.346010	7.346660	7.412160	7.528870	7.315220	7.514800
1995M07	7.489970	7.466230	7.467370	7.568900	7.629980	7.781560
1996M01	7.688460	7.739360	7.869020	7.783640	7.791940	7.838340
1996M07	7.810350	8.055790	7.996990	8.015330	7.973840	8.036900
1997M01	7.809540	7.741100	7.907280	7.830030	7.842280	7.798110
1997M07	7.817220	7.849320	7.984800	8.039480	8.054200	7.972470
1998M01	7.835580	7.806290	7.978310	7.736740	7.931280	7.856710
1998M07	7.826840	7.872840	7.787800	7.906920	7.823650	7.793170
1999M01	7.614310	7.770220	7.859030	7.659170	7.776950	7.721350
1999M07	7.795650	7.678330	7.849710	7.979680	7.911320	7.816010
2000M01	7.742840	7.826040	7.845020	7.897670	7.839130	7.833200
2000M07	7.843060	7.740660	7.903230	7.859030	7.947680	7.914980



Şekil 4.4: Logaritması alınan müdahale öncesi seri .



	Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.902	0.902	90.236	0.000
2			0.879	0.355	176.88	0.000
3			0.848	0.105	258.34	0.000
4			0.810	-0.030	333.29	0.000
5			0.791	0.069	405.48	0.000
6			0.746	-0.095	470.25	0.000
7			0.750	0.196	536.39	0.000
8			0.714	-0.062	596.98	0.000
9			0.704	0.064	656.40	0.000
10			0.674	-0.092	711.48	0.000
11			0.665	0.112	765.67	0.000
12			0.686	0.210	823.88	0.000
13			0.613	-0.367	870.85	0.000
14			0.596	-0.086	915.74	0.000
15			0.550	-0.094	954.37	0.000
16			0.522	0.047	989.58	0.000
17			0.493	0.002	1021.3	0.000
18			0.445	-0.078	1047.4	0.000
19			0.431	-0.069	1072.2	0.000
20			0.395	0.050	1093.2	0.000
21			0.376	0.003	1112.6	0.000
22			0.337	-0.006	1128.3	0.000
23			0.333	0.042	1143.8	0.000
24			0.326	-0.034	1158.8	0.000
25			0.266	-0.132	1169.0	0.000
26			0.232	-0.164	1176.7	0.000
27			0.194	0.091	1182.3	0.000
28			0.144	-0.212	1185.3	0.000
29			0.105	0.002	1187.0	0.000
30			0.072	0.082	1187.8	0.000
31			0.051	0.030	1188.2	0.000
32			0.022	-0.020	1188.3	0.000
33			0.011	0.108	1188.3	0.000
34			-0.013	0.003	1188.3	0.000
35			-0.013	0.029	1188.4	0.000
36			-0.026	-0.075	1188.5	0.000

Şekil 4.5: Logaritmik müdahale öncesi serinin ACF ve PACF korelogramları

Logaritmik İhracat Verileri Üzerinde Pekiştirilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Sıfır Hipotezi: Logaritmik ihracat verileri serisinin birim kökü vardır
Gecikme Uzunluğu: 1 (SIC' ye bağlı olarak max gecikme=12)

		t-istatistiği	Olasılık*
Pekiştirilmiş Dickey-Fuller test istatistiği		-1.650555	0,4534
Test kritik değerleri	%1 seviye	-3.493129	
	%5 seviye	-2.888932	
	%10 seviye	-2.581453	

* MAcKinnon tek taraflı p değeri

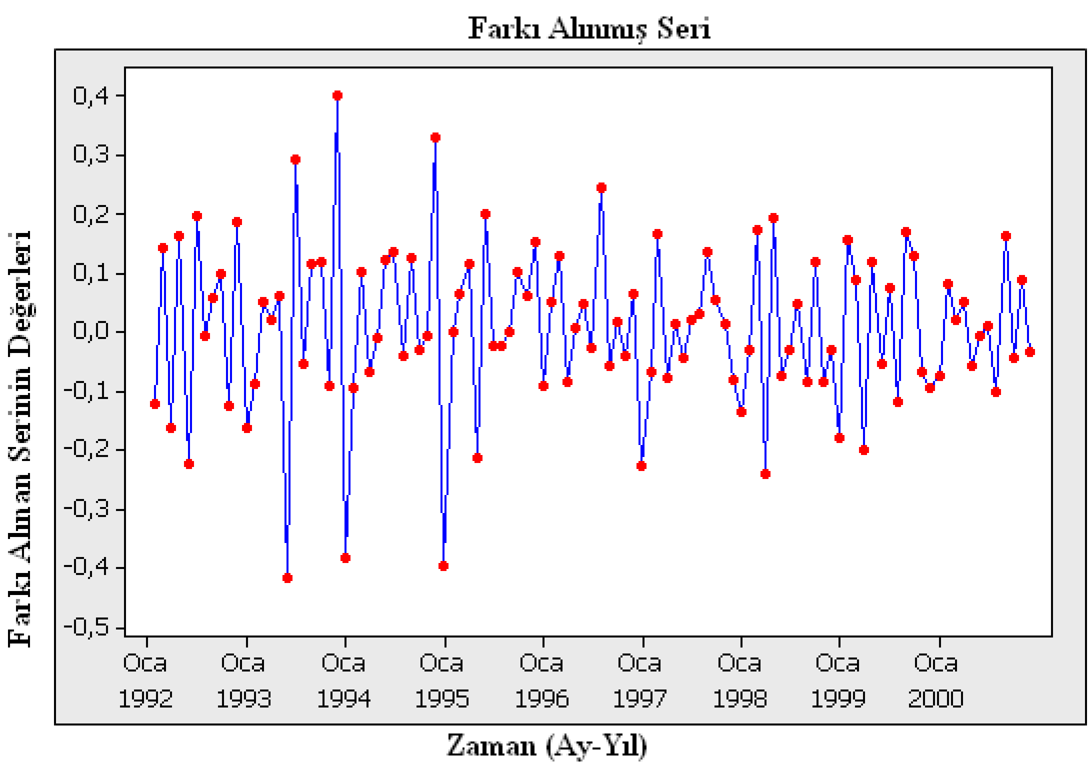
Şekil 4.6: Logaritmik seri için ADF birim kök testi ile durağanlık kontrolü

Zaman serilerinde durağanlığın tespit edilebilmesi amacıyla bilgisayar programlarında mevcut olan pekiştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) istatistiği de kullanılabilmektedir. Buna göre sıfır hipotezi, “H_0: birim kök vardır” şeklinde ifade edilmektedir. Eğer hesaplanan ADF değeri (mutlak değer kullanılmaz) kritik değerden küçükse (negatif anlamda) sıfır hipotezi reddedilir yani birim kök yoktur, seri durağandır. Buna göre logaritmik dönüşümü yapılan serinin Şekil 4.6' daki ADF ve $\alpha = 0,05$ düzeyindeki kritik değerini incelediğimizde (-1.65) hesaplanan değerin, (-2.888) kritik değerden büyük olduğu görülmektedir yani %95 oranında birim kökün sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Bunun anlamı logaritmik dönüşüm yapılan seri durağan değildir.

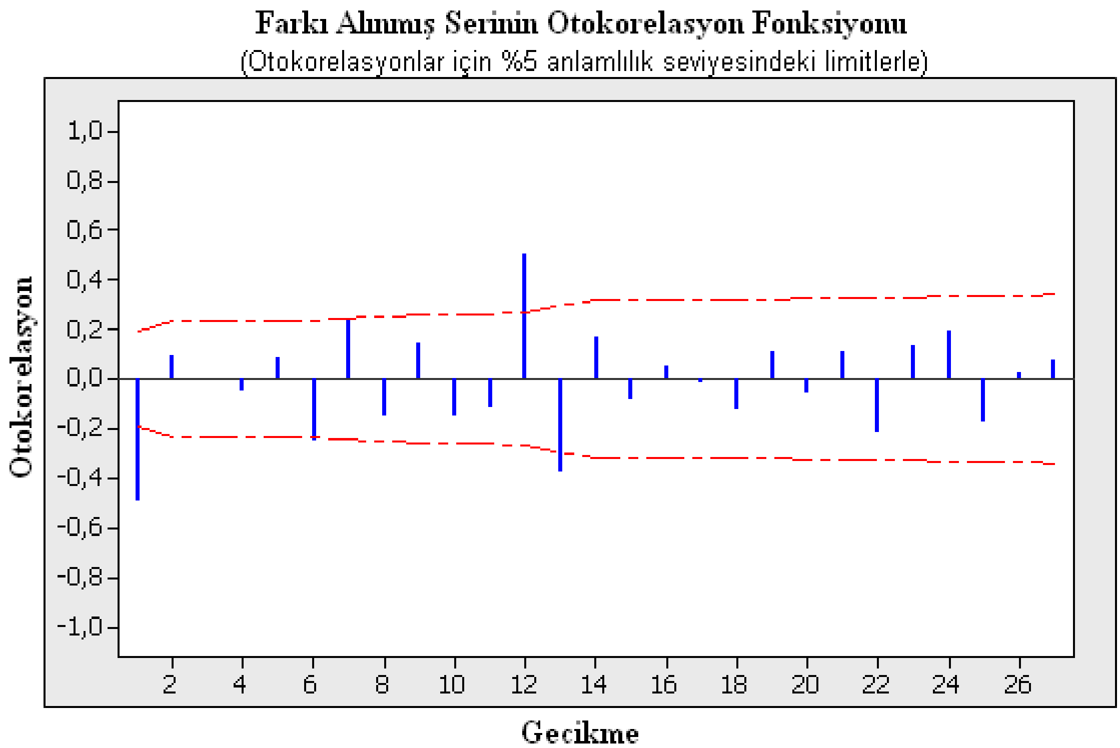
Sonuç olarak seri değerleri ortalama civarında durağan değildir. Bu durumda serinin ortalamada durağanlığının sağlanabilmesi için (4.1) eşitliğinde görüldüğü üzere x_t 'nin birinci dereceden farkı alınmıştır. Farkı alınan serinin grafiği Şekil 4.7' de görülmektedir.

$$\omega_t = \nabla \ln x_t = \ln x_t - \ln x_{t-1} \tag{4.1}$$

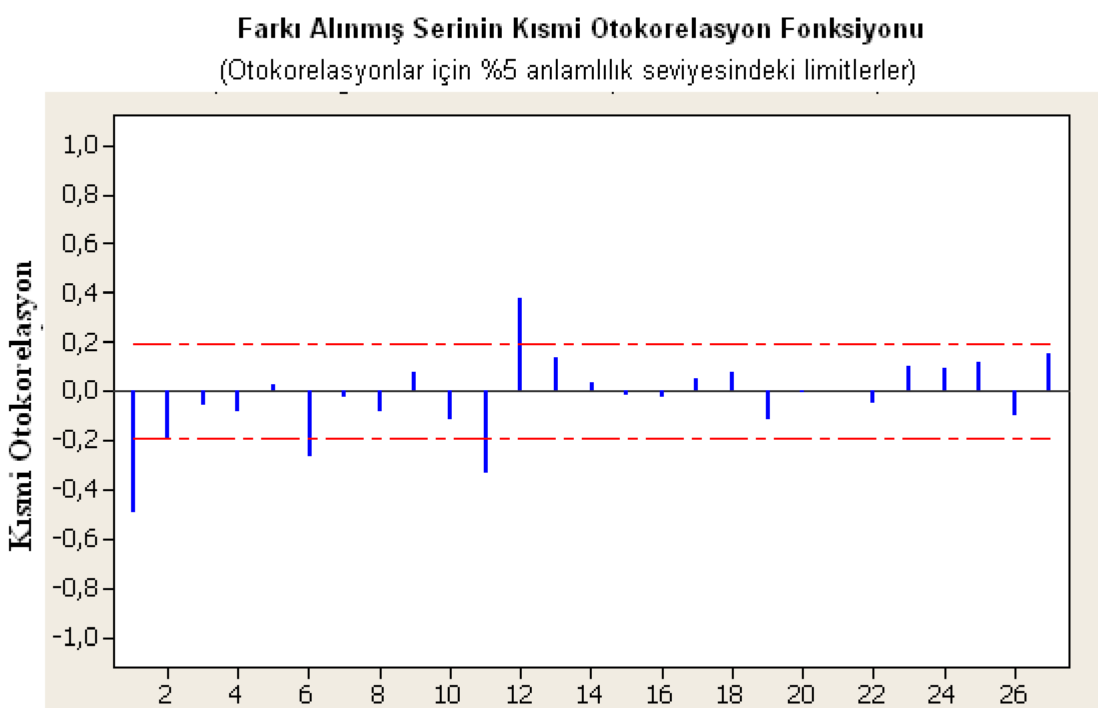
Birinci dereceden farkı alınan seri grafiksel olarak incelendiğinde serinin ortalama civarında sabit bir varyansla dağılım gösterdiği görülebilmektedir. Serinin durağan olup olmadığı ACF ve PACF'larını inceleyerekte anlaşılmaktadır.



Şekil 4.7: Birinci dereceden farkı alınmış log-ihracat serisi



Şekil 4.8: Birinci dereceden farkı alınmış log-ihracat serisinin ACF korelogramı



Şekil 4.9: Birinci dereceden farkı alınmış log-ihracat serisinin PACF korelogramı

Model belirleme aşamasında serinin ACF ve PACF değerlerine bakıldığında seri üzerinde mevsimsel bir etkinin mevcut olabileceği görülmektedir. Logaritmik ihracat veriye ait seri $k=12$ gecikme noktasında bir tepe oluşturduğundan mevsimsel etkiden bahsedilebilir ve mevsimsel periyot yıllık mevsimler için $s=12$ değeri alınmaktadır. Sonuç olarak mevsimsel etkinin modele yansıtılması gerekir. Aynı zamanda grafiksel olarak seri incelendiğinde sapan değerin varlığıyla karşılaşılmamaktadır. Böyle bir durumla karşılaşılsaydı ilk yapılması gereken seriyi sapan değerlerden arındırmak olacaktı. Model seçimini yaparken Box-Jenkins (1976)' in belirttiği üzere cimrilik ilkesine uymak gerekmektedir yani olabildiğince az parametreli bir model yapısı kurulmalıdır.

Model tanımlamasında ω_t serisi için mevsimsel olan birinci derece otoregresif model $\mathrm{ARIMA}(1,1,0)\mathrm{X}(1,0,0)_{12}$ uygun modellerden biri olarak önerilmektedir. Buna göre SARIMA model,

$$(1-\Phi_1 B^{12})(1-\phi_1 B)\omega_t = a_t \tag{4.2}$$

şeklinde yazılır. Fark eşitliği biçiminde ise model,

$$(1-\phi_1 B-\Phi_1 B^{12}+\Phi_1\phi_1 B^{13})\omega_t = a_t \tag{4.3}$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Model analizinde öncelikle yapılması gereken, çalışmanın yöntem kısmında da ifade edildiği üzere, müdahale öncesi ve sonrası ithalat serisine ait ARIMA modelin parametrelerinin anlamlı olup olmadığının kontrol edilmesidir. Bunun nedeni bir etki analizinde gürültü modelin müdahale öncesi ve sonrasında aynı kalması gerekliliğidir. Buna göre bütün log-ihracat serisine $\mathrm{ARIMA}(1,1,0)\mathrm{X}(1,0,0)_{12}$ modelini uyguladığımızda parametre tahminleri Şekil 4.10' da gösterildiği gibi olacaktır. Şekil üzerinde t istatistiğine bakıldığında parametrelerin anlamlı olduğu söylenebilmektedir. Aynı zamanda parametre değerleri yaklaşık olarak Şekil 4.11' de ifade edilen parametre büyüklükleriyle aynıdır. Bu durumda gürültü modelin seri boyunca değişmediği söylenebilir.

Parametre Kestirim Değerleri

Tip		Katsayı	Katsayıların Standart Hatası	T istatistiği	P değeri
AR	1	-0,4596	0,0630	-7,300	0,000
SAR	12	0,5214	0,0609	8,570	0,000

Şekil 4.10: Log-ihracat serisinin parametre değerleri

Müdahale öncesi modele ait parametre tahminleri ve tahminlerin standart hataları şekil 4.11' de gösterilmektedir. Buna göre $|\phi_1| < 1$ durağanlık koşulunu sağlamak üzere, ϕ_1 parametresinin değeri -0,4625'dır ve t istatistiği ise -5,25 (simetrik) -1,96 değerinden büyük olduğu için ϕ_1 parametresi anlamlı olarak sıfırdan farklıdır. Aynı zamanda mevsimsel AR parametresini incelediğimizde $|\Phi_1| < 1$ koşulunu sağlamak üzere değeri 0,5696'dır ve t istatistiği 6,88 değeri tablo t değerinden büyük olduğundan SAR parametresi de anlamlı bir şekilde sıfırdan farklıdır.

Parametre Kestirim Değerleri

Tip		Katsayı	Katsayıların Standart Hatası	T istatistiği	P değeri
AR	1	-0,4625	0,0881	-5,250	0,000
SAR	12	0,5696	0,0828	6,880	0,000

Fark alma derecesi: 1
Gözlem sayısı: orjinal seri 108, fark işleminden sonra 107

Şekil 4.11: ARIMA(1,1,0)X$(1,0,0)_{12}$ modeli için parametre tahminleri

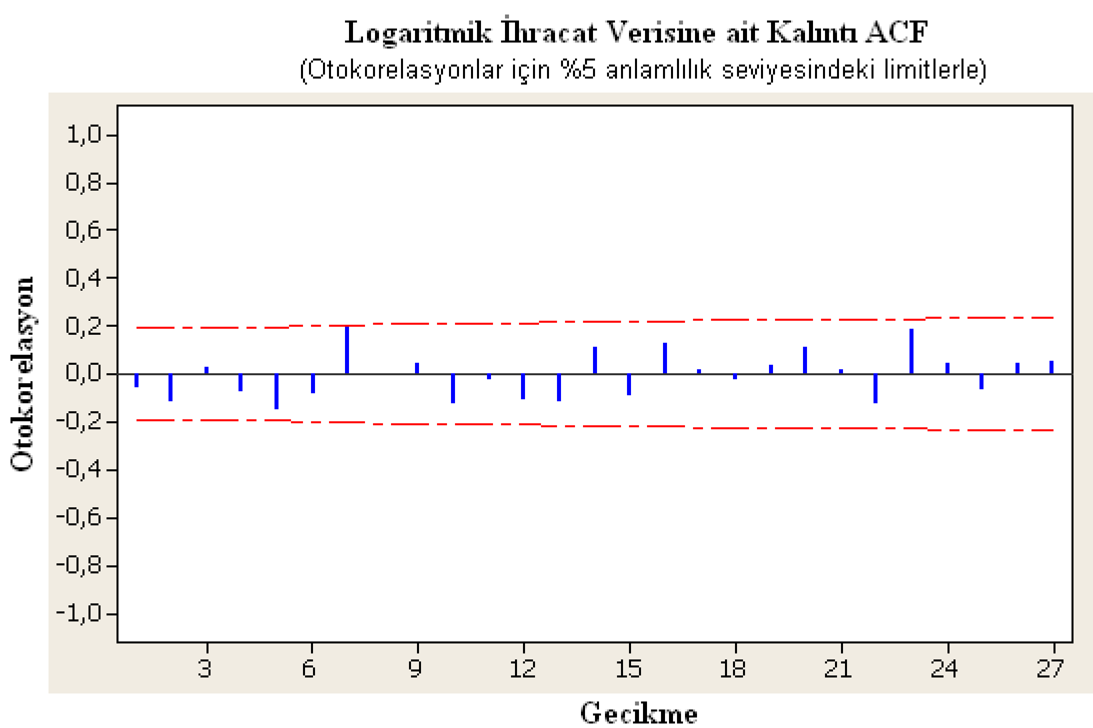
Model uygunluk testleri için Ljung-Box istatistiğinden faydalanılmaktadır. Tanımlanan ARIMA(1,1,0)X$(1,0,0)_{12}$ modeline ait Q istatistiği Şekil 4.12' de sunulmaktadır. Hesaplanan Q istatistiğinin (Burada gecikme değeri $k = 24$ için kullanılmıştır) 29,3 olan değeri df=22 olmak üzere $\alpha = 0.05(35.1725)$ anlamlılık seviyesindeki χ^2 kritik değerinden küçük olduğu görülmektedir. Bunun anlamı altta yatan model, logaritmik veriler için uygun bir model oluşturmaktadır.

Box-Pierce (Ljung-Box) Ki-kare istatistiği

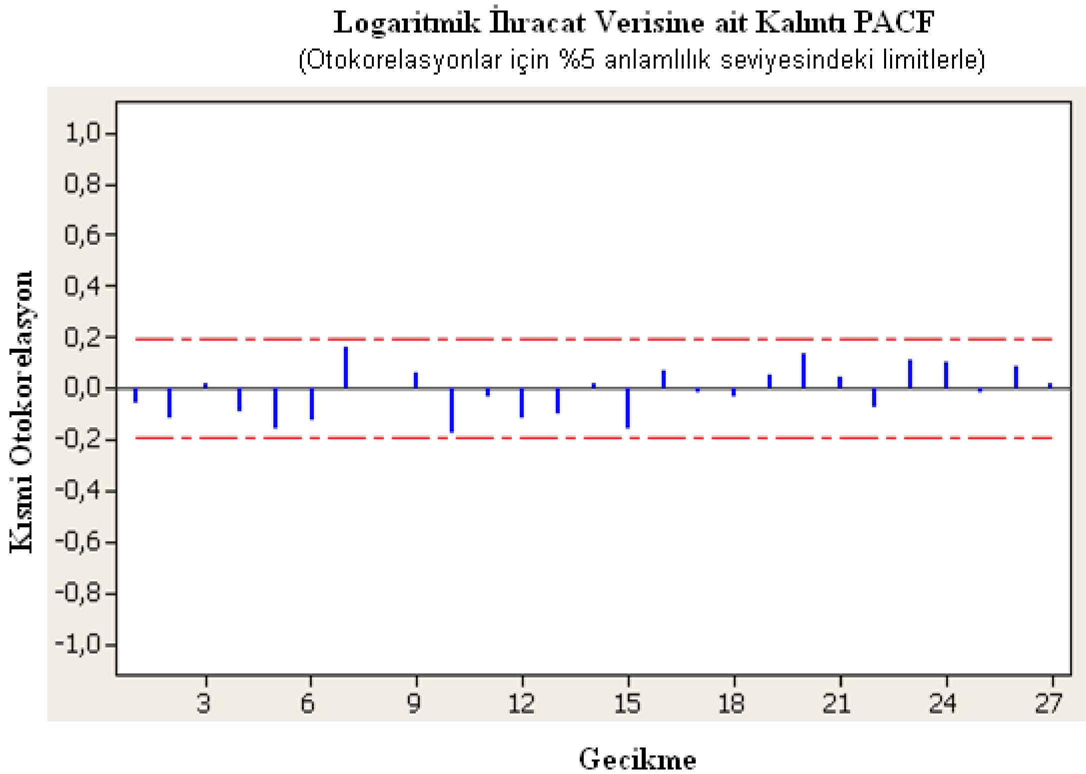
Lag	12	24	36	48
Ki-kare	14,1	29,3	40,2	55,5
Serbestlik Derecesi	10	22	34	46
P-değeri	0,170	0,135	0,215	0,159

Şekil 4.12: ARIMA(1,1,0)X(1,0,0)$_{12}$ modeline ait Q istatistiği

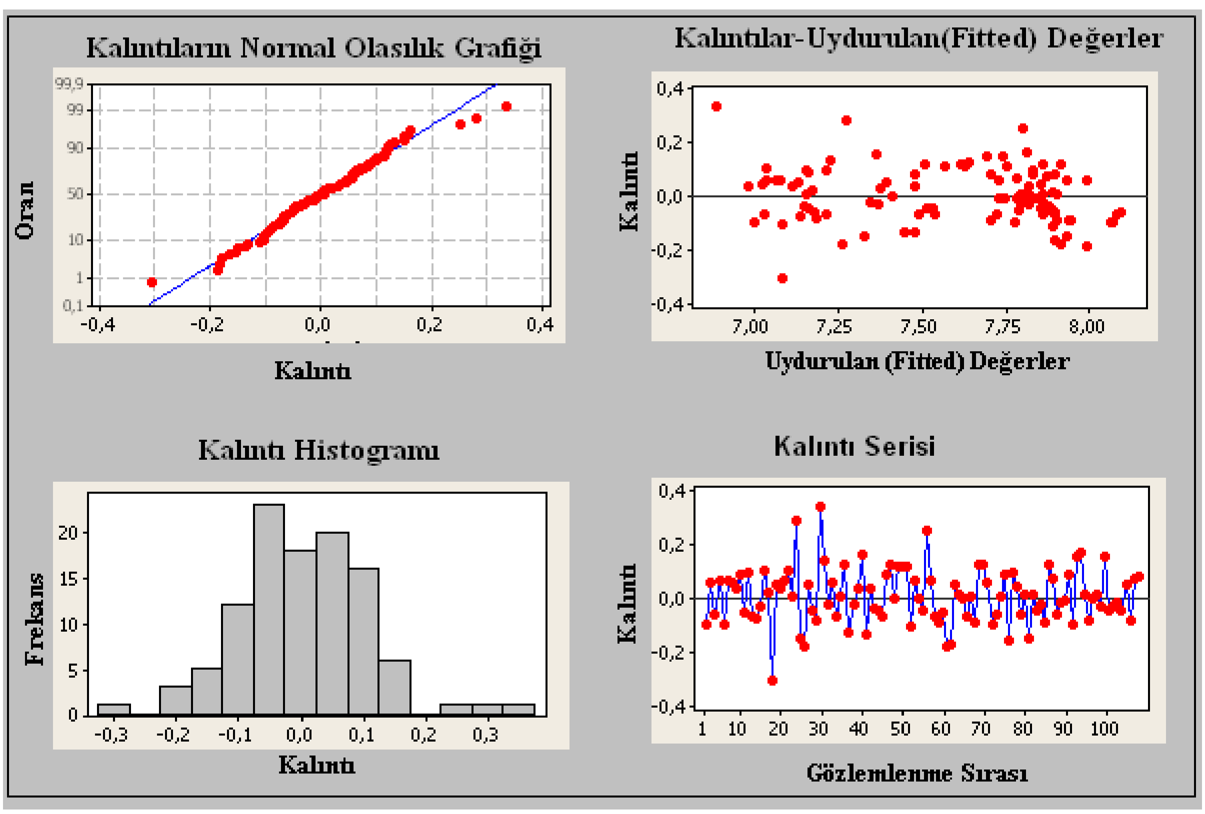
Model uygunluğunun anlaşılması için diğer bir yöntem kalıntı analizleridir. Modelin doğru olabilmesi için modele ait kalıntının beyaz gürültü süreci olması gerekmektedir. Modelin Şekil 4.15' teki normal grafiği incelendiğinde değerlerin yaklaşık olarak normal doğrusu üzerinde seyretiği görülmektedir. Aynı zamanda kalıntılara ait sırayla Şekil 4.13 ve Şekil 4.14' teki ACF ve PACF grafikleri incelendiğinde, grafik değerlerinin sıfır doğrusu üzerinde yer aldığı görülmektedir yani seri değerleri birbirleriyle ilişkisizdir Bu durum bize kalıntı serisinin yaklaşık olarak bir beyaz gürültü süreci olabileceği konusunda ipucu vermektedir.



Şekil 4.13: ARIMA(1,1,0)X(1,0,0)$_{12}$ modeli kalıntı ACF korelogramı



Şekil 4.14: ARIMA(1,1,0)X(1,0,0)$_{12}$ modeli kalıntı PACF korelogramı



Şekil 4.15: ARIMA(1,1,0)X(1,0,0)$_{12}$ modeline ait kalıntı grafikleri

Sonuç olarak ARIMA(1,1,0)X$(1,0,0)_{12}$ modeli üzerinde parametreleri yerleştirdiğimizde,

$$(1-0,5696B^{12})(1+0,4625)B)\omega_t = a_t$$
$$(1+0,4625B-0,5696B^{12}-0,26344B^{13})\omega_t = a_t \tag{4.4}$$

olacaktır. Müdahale modelinin gürültü bileşeni $N_t = \omega_t$ olmak üzere bileşen,

$$N_t = (1+0,4625B-0,5696B^{12}-0,26344B^{13})^{-1} a_t \tag{4.5}$$

şeklinde ifade edilmektedir.

4.2 Müdahale Sonrası Dönem Analizi

Türkiyenin ihracat verilerine ait zaman serisini etkileyen müdahale, 2001 yılında Türkiye'de yaşanmış olan ekonomik krizdir. Şekil 4.1 incelendiğinde 2001 ekonomik krizi sonrasında ihracat değerlerinin arttığı görülmektedir. Bu etkiyi yansıtmak üzere ihracat verilerine müdahale analiz tekniği uygulanmaktadır. Yöntem gereği müdahale öncesi dönemi yansıtan N_t stokastik model bulunduktan sonra müdahale sonrası kısmı yansıtan dinamik model bulunmaya çalışılır. Yanıt modelin bulunmasında regresyon yönteminden faydalanılır.

Sistem dışı değişken (müdahale indikatörü) ξ olmak üzere tek bir müdahalenin olduğu modeller genel olarak,

$$Z_t = f(\kappa, \xi, t) + N_t \tag{4.6}$$

formülüyle ifade edilirler. Diğer bir ifadeyle, stokastik ve dinamik bileşenler model üzerine yazıldığında (bkz. müdahale analiz teknikleri)

$$Z_t = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}\xi_t + N_t \tag{4.7}$$

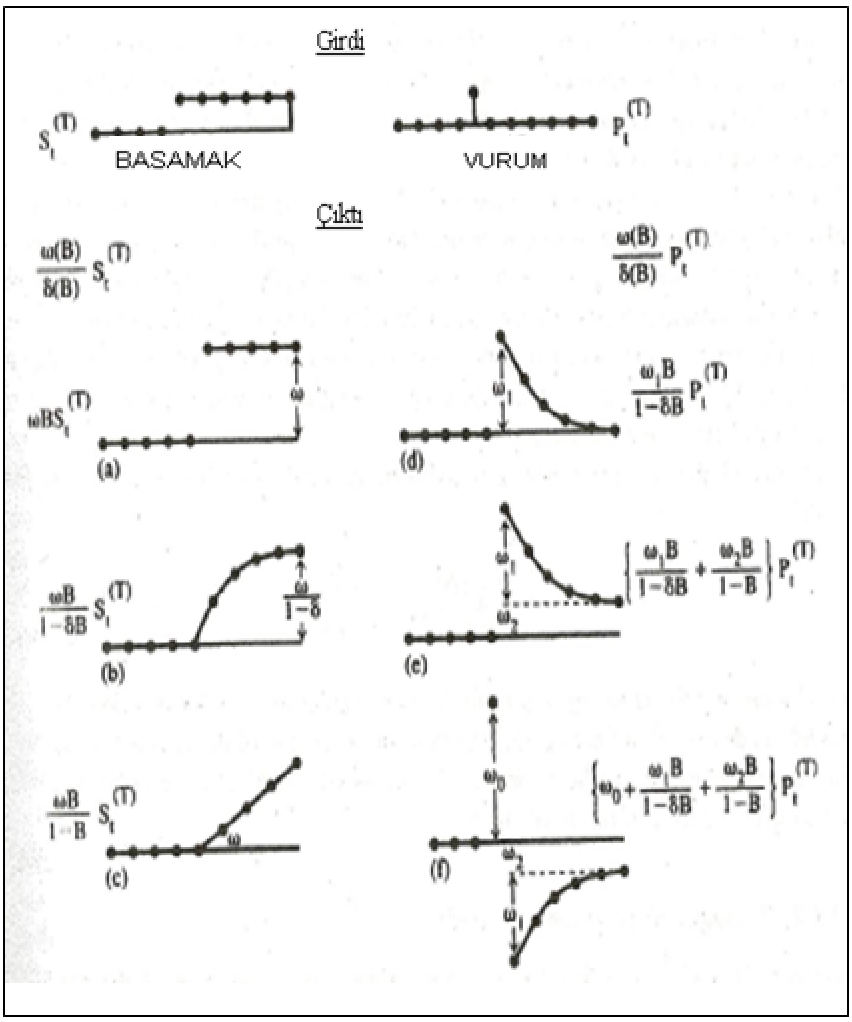
şeklindedir. İhracat verilerine ait grafiği incelediğimizde değişimin bir basamak indikatörüyle temsil edilebileceği görülmektedir. Bilinen girdiyee ait basamak indikatörünü takiben bilinmeyen büyüklükteki çıktı basamak değişikliği Şekil 4.16' da incelendiğinde,

$$f(\kappa,\xi,t) = \frac{\omega B}{1-B} S(t) = R(B)\xi_t \tag{4.8}$$

eşitliğiyle üretilecektir. Buna göre genel müdahale modeli,

$$Z_t = R(B)\xi_t + N_t \tag{4.9}$$

şeklinde olacaktır.



Şekil 4.16: Girdi değerlerine göre üretilebilecek çıktı değerleri (Box-Jenkins 1976)

Müdahale etkisi sonrası serinin ikinci parçası, (4.5) ve (4.9) eşitliğinin kullanılmasıyla,

$$Z_t = R(B)\xi_t + (1 + 0,4625B - 0,5696B^{12} - 0,26344B^{13})^{-1} a_t \qquad (4.10)$$

(4.10) eşitliğinde olduğu gibi ifade edilecektir. Eşitliğin her iki tarafının $K(B) = (1 + 0,4625B - 0,5696B^{12} - 0,26344B^{13})$ ifadesiyle çarpılmasıyla model,

$$K(B)Z_t = K(B)R(B)\xi_t + a_t \qquad (4.11)$$

formuna dönecektir. K(B) polinomu B ' ye bağlı 13. dereceden bir polinomdur.

(4.11) eşitliğine baktığımızda modelin, bir regresyon model yapısında olduğu görülmektedir. Buna göre eşitlik $Y_t = K(B)Z_t, X_t = K(B)\xi_t$ ve $\beta = R(B)$ olmak üzere

$$Y_t = \beta X_t + a_t \qquad (4.12)$$

genel regresyon formda yazılabilir. Regresyon modellere ait parametre kestirimlerinin yapılabilmesi için gerekli veriler $Y_t = K(B)Z_t, X_t = K(B)\xi_t$ dönüşüm değerleri kullanılarak elde edilmiştir ve bu veriler Ek 2' de sunulmaktadır

Ele alınan regresyon model lineer model olabileceği gibi quadratik ve kübik formda bir regresyon modelde olabilmektedir. Sabit değeri olan veya olmayan, lineer ya da polinomal regresyon modellerden hangisinin ilgili verilerin karakterini en iyi yansıttığına karar vermek için her modelin R^2 değerleri karşılaştırılmaktadır. Lineer, quadratik ve kübik regresyon modele ait SPSS paket programıyla elde edilen model özet bilgileri ve her modele ait parametre kestirimleri Çizelge 4.3 ve Çizelge 4.4 gösterilmiştir.

Çizelge 4.3: Sabit değeri içeren model özet bilgileri ve parametre tahminleri

Model	Model Özet Bilgileri			Parametre Kestirimleri			
	R-Kare	F değeri	Serbestlik Derecesi	Sabit	b1	b2	b3
Lineer	0,215	55,144	201	2,21E+03	2,86E+03		
Quadratik	0,525	110,330	200	1,53E+03	9,96E+03	-6,60E+03	
Kübik	0,540	77,928	199	1,52E+03	2,91E+03	-4,99E+04	2,07E+04

Çizelge 4.4: Sabit değeri içermeyen model özet bilgileri ve parametre tahminleri

Model	Model Özet Bilgileri			Parametre Kestirimleri		
	R-Kare	F değeri	Serbestlik Derecesi	b1	b2	b3
Lineer	0,565	262,880	202	5,58E+03		
Quadratik	0,763	324,097	201	1,34E+04	-8,26E+03	
Kübik	0,770	223,145	200	3,42E+04	-5,52E+04	2,24E+04

Çizelge 4.3 ve Çizelge 4.4' te lineer, quadratik ve kübik regresyon modelin R^2 değerleri incelendiğinde sabit değeri olmayan quadratik ve kübik modellerin daha iyi sonuçlar ürettiği görülmektedir. Quadratik ve kübik modellere ait model özet bilgileri, varyans analiz tabloları ve parametre kestirimleri ayrı ayrı incelenecektir. Öncelikle quadratik modele ait bilgiler Çizelge 4.5, Çizelge 4.6 ve Çizelge 4.7'de gösterilmektedir.

Çizelge 4.5: Ouadratik model özet bilgileri

R	R-Kare	Düzeltilmiş R-Kare	Kestirimin Standart Hatası
0,874	0,763	0,761	2021,432

Çizelge 4.6: Quadratik modele ait varyans analizi tablosu

	Hata Kareler	Serbestlik Derecesi	Ortalama Kare	F	Anlamlılık
Regresyon	2,649E+09	2	1,324E+09	324,097	0,000
Kalıntı	8,213E+08	201	4,086E+06		
Toplam	3,470E+09	203			

Çizelge 4.7: Quadratik modele ait parametre kestirimleri

Regresör	B	Standart Hata	t	Anlamlılık
x	13432,440	657,053	20,443	0,000
x^2	-8263,639	637,567	-12,961	0,000

Quadratik modelin Çizelge 4.6' da sunulan varyans analiz tablosu incelendiğinde hesaplanan F değerinin (324,097), F' in tablo değerinden büyük olduğu görülmektedir. Buna göre parametreler için tanımlanan sıfır hipotezi ($H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$) reddedilerek, parametrelerin model için anlamlı olduğuna karar verilmektedir. Çizelge 4.7' de gösterildiği üzere, en küçük kareler yöntemiyle elde edilen parametre kestirim değerleri $\hat{\beta}_1 = 13432,440$ ve $\hat{\beta}_2 = -8263,639$ olmaktadır. Bu parametrelere sırayla karşılık gelen t istatistikleri ($t = 20,443$ ve $t = -12,961$) tablo kritik değerinden büyük oldukları için kestirim değerlerinin model için anlamlı olduğuna karar verilmektedir. Aynı zamanda anlamlılık düzeyininde sıfır olması parametre kestirimlerinin anlamlı olduğunu desteklemektedir.

Regresyon model olarak önerilebilecek modellerden diğeri kübik modeldir ve bu modele ait bilgiler Çizelge 4.8, Çizelge 4.9 ve Çizelge 4.10'da sunulmaktadır.

Çizelge 4.8: Kübik model özet bilgileri

R	R-Kare	Düzeltilmiş R-Kare	Kestirimin Standart Hatası
0,877	0,770	0,767	1997,763

Çizelge 4.9: Kübik modele ait varyans analizi tablosu

	Hata Kareler	Serbestlik Derecesi	Ortalama Kare	F	Anlamlılık
Regresyon	2,672E+09	3	8,906E+08	223,145	0,000
Kalıntı	7,982E+08	200	3,991E+06		
Toplam	3,470E+09	203			

Çizelge 4.10: Kübik modele ait parametre kestirimleri

Regresör	B	Standart Hata	t	Anlamlılık
x	34172,680	8643,095	3,954	0,000
x^2	-55163,310	19499,478	-2,829	0,005
x^3	22420,876	9317,060	2,406	0,017

Kübik modele ait bilgiler değerlendirildiğinde modele ait R^2 değerinin yaklaşık olarak quadratik modelle aynı olduğu söylenebilmektedir. Modele ait Çizelge 4.9' da sunulan varyans analiz tablosu incelendğinde hesaplanan F değerinin (223,145) tablo değerinden büyük olduğu, dolayısıyla model parametrelerinin anlamlı bir şekilde modele katıldığı görülebilmektedir. Çizelge 4.10' da gösterildiği üzere, en küçük kareler yöntemiyle elde edilen parametre kestirim değerleri $\beta_1 = 34172,680$, $\beta_2 = -55163,310$ ve $\beta_3 = 22420,876$ olmaktadır. Parametre kestirimlerine sırayla karşılık gelen t istatistiklerinin ($t = 3,954$, $t = -2,829$ ve $t = -2,406$), tablo kritik değerinden büyük olmaları dolayısıyla yapılan kestirimlerin model için anlamlı olduğuna karar verilmektedir.

Quadratik ve kübik modellere ait R^2 değerleri yaklaşık olması ve her iki modele ait parametrelerin modele anlamlı bir şekilde katılmasından dolayı hangi modelin uygun model olabileceğine Çizelge 4.7' de ve Çizelge 4.10' da sunulan parametre kestirimlerinin anlamlılık seviyelerine bakılarak karar verilmektedir. Buna göre Çizelge 4.7'de sunulan model parametrelerinin daha anlamlı olduğu görülmektedir. Bundan dolayı müdahale analiz modelini temsil etmek üzere, quadratik regresyon modelin daha iyi sonuç üreteceğine karar verilmiştir. Buna göre model,

$$Y_t = 13432,440X_t - 8263,639X_t^2 \tag{4.13}$$

olacaktır. (4.13) eşitliğinde $X_t = K(B)\xi_t$ değişkeninin Ek 2' de gösterilen değerleri yazılıp, $Y_t = K(B)Z_t$ değerleri elde edilir ve $K(B) = (1 + 0,4625B - 0,5696B^{12} - 0,26344B^{13})$ bu eşitlikte yerine yazıldığında,

$$Z_t = 5180,965534 - 0,4625Z_{t-1} + 0,5696Z_{t-12} + 0,26344Z_{t-13} \tag{4.14}$$

elde edilmektedir. Sonuç olarak (4.14) eşitliğindeki zaman serisi modeli Türkiye'nin ihracat serilerinin gelecek dönem tahminlerinin yapılabilmesi için kullanılmaktadır. Çizelge 4.11' de (4.14) eşitliğinden ve Ek 2' deki değerlerden faydalanılarak gelecek dönem tahminleri yapılmış ve bu tahmin değerleri 2010 yılının 9. ayına kadarki gerçek değerlerle karşılaştırılmıştır.

Çizelge 4.11: Müdahale modeli kullanılarak elde edilen tahmin değerlerinin gerçek değerler ile karşılaştırılması

Yıl - Ay	Tahmin Edilen Değerler	Gerçek Değerler
2010-1	7170,198434	8387
2010-2	9183,304198	8887
2010-3	8300,815422	10627
2010-4	8284,507681	9994
2010-5	8071,080811	10437
2010-6	8749,465538	10149
2010-7	9019,474282	10136
2010-8	8380,759078	9102
2010-9	8722,94326	9284
2010-10	9679,945636	
2010-11	8970,887397	
2010-12	9648,319152	

Sonuçta tahmin edilen ihracat değerleri ile gerçek değerler, Çizelge 4.5' de ifade edildiği üzere yaklaşık 2000 'lik bir standart sapma dahilinde yakınlık göstermektedir.

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

Herhangi bir sistem içerisinde, zaman serisi üzerinde etkili olabilecek bir olay ya da müdahale, müdahale analizi kapsamında değerlendirilebilmektedir. Bir seri üzerinde müdahale analiz yöntemi kullanılarak elde edilen model, iki bileşenden oluşmaktadır. Bu bileşenlerden ilki olayın olup olmadığını model üzerinde temsil eden deterministik bileşen, ikincisi ise zaman serisinin stokastik yapısını temsil eden gürültü bileşenidir. Gürültü bileşeni mevsimsel ya da mevsimsel olmayan bir ARIMA model ile temsil edilmektedir. Buna göre tezin teorik kısmında mevsimsel ve mevsimsel olmayan ARIMA süreçlerin neler olduğu ve bu süreçler için modelleme aşamaları ayrıntılarıyla anlatılmıştır. Daha sonraki bölümlerde müdahale analiz tekniğinin nasıl uygulanacağına yönelik kuramsal bilgiler sunulmuştur.

Müdahale analiz tekniği ile model oluşturma iki şekilde gerçekleştirilmektedir. Bu yöntemlerden ilkinde müdahale öncesi gerçekleşen seri, ARIMA model kurma sürecinin aşamaları izlenerek modellenir ve daha sonra etki ya da müdahale olayı modele eklenir. Diğer yöntemde ise tüm seri üzerinde etki ya da müdahale olayı dikkate alınarak modelleme yapılır. Tez uygulamasında Box-Tiao-Jenkins yöntemi olarakta bilinen ilk yöntem tercih edilmiştir.

Uygulama kapsamında Türkiye'nin 1992-2009 yılları arasında elde edilen aylık ihracat verileri ele alınmıştır. Bu verilerin 2001 yılında yaşanılan kriz sonrasındaki artış eğilimi, krizin seri üzerinde etki yarattığının göstergesi olarak kabul edilmiştir. Müdahale analiz tekniğinin en büyük dezavantajını oluşturan durum, tekniğin uygulanması için serinin incelendiği sistemler üzerinde bazı varsayımların kabul edilmesinin gerekliliğidir. Bu varsayımlar kapsamında, incelenen sistem üzerinde gerçekleşen etkinin belirgin olduğu, diğer etkenlerin durağan ya da sistem dışı olduğu kabul edilmektedir. Uygulama kapsamında ihracat verileri üzerinde kriz dışındaki etki yaratan etmenlerin durağan ya da sistem dışı olduğu kabul edilmiştir.

Öncelikle seriye ait veri değerleri 2001 öncesi ve sonrası olmak üzere iki kısıma ayrılmıştır. Müdahale öncesi dönemi temsil eden, 1992-2000 yılları arasındaki veri değerleri kullanılarak stokastik bileşenin yapısı ortaya çıkarılmıştır. Bu yapının ortaya konması için ARIMA model kurma sürecinden faydalanılmıştır. Seriye ait otokorelasyonlar incelendiğinde yıllık periyotlarda seri üzerinde zirve değerlerine rastlanmış, bu durum serinin bir mevsimsel ARIMA modelle temsil edilmesi gerektiğini ortaya koymuştur. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelendiğinde ve Box-Jenkins yönteminin temel prensibi cimrilik ilkesi göz önüne alındığında, serinin en az parametreli bir $ARIMA(1,1,0)X(1,0,0)_{12}$

modeliyle temsil edilebileceği önerilmiştir. Model uygunluk testlerinde Box-Pierce (Lyung-Box) istatistiği kullanılmış ve hesaplanan Q değeri ile tablo χ^2 değeri karşılaştırılarak, modelin gürültü model olarak kullanılabileceğine karar verilmiştir. Aynı zamanda kalıntı değerlerin grafiksel olarak analiz edilmesiyle, kalıntıların yaklaşık olarak bir beyaz gürültü sürecini temsil ettiği görülmüştür. Bu durum önerilen modelin, müdahale modelinde kullanılabileceğinin göstergesi olmuştur.

Uygulamanın ikinci kısmında serinin deterministik yapısı ortaya konmaktadır. 2001 krizi sonrasında serinin artan bir eğilimde olması, etkiyi yaratan olayın seri üzerindeki etkisinin sürekliliğini temsil eden bir basamak indikatörüyle temsil edilmesi gerekliliğini göstermektedir. Bu etki modele yansıtıldıktan sonra modele ait parametre tahminlerinin bilinen regresyon yöntemleriyle yapılabilmesi için gürültü bileşenini ve determininstik bileşeni içeren model bir regresyon modele çevrilmektedir. Regresyon model lineer ve polinomal regresyon modeller olarak incelenmiş ve modellerin R^2 değerleri ve parametre kestirimleri incelenerek en uygun modele karar verilmiştir.

İstatistiki değerler incelenerek en uygun model olduğuna karar verilen regresyon model, genel müdahale modeli olarak ele alınıp, Türkiye'nin ihracat verilerine yönelik gelecek tahminlerinin yapılmış ve yapılan tahminlerin gerçek değer ile paralellik gösterdiği saptanmıştır.

Gerçek hayatta ekonomik veriler, birçok etkenden etkilenen karmaşık bir sistemde kendini göstermektedir. Müdahale analizi kapsamında model oluştururken üzerinde çalışılan ekonomik sistemin kapalı bir sistem olduğu ve ihracat verilerinin artma eğiliminde, sadece krizin etken rol aldığı göz önüne alınmıştır. Bu durum nedeniyle önerilen model ile elde edilen zaman serisine ait gelecek değerlerde, bazı dönemlerde gerçek değerden sapmalara rastlanılması olası bir durum olacaktır.

KAYNAKLAR

Akgül I (2003). Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri, DER Yayınları, s. 104, İstanbul.

Al-Khalidi ASRS (2002). Measuring Water Sources Pollution Using Intervention Analysis in Time Series and Log-normal Model (a case study on Tigris River), Environmetrics, 13: 693-710.

Anonim, Türk İstatistik Derneği: 2001-2008 yılları arasındaki aylık doğum oranları, http://www.tuik.gov.tr/VeriBilgi.do?tb_id=37&ust_id=11--zaman, erişim tarihi: 04.10.2010

Anonim, Merkez bankası ihracat verileri: http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html, erişim tarihi: 15.10.2010.

Bartlett MS (1946). On the theoretical specification of sampling properties of autocorrelated time series. Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 8:27-41.

Bowerman BL, O'Connell RT (1987). Time Series Forecasting, Unified Concept and Computer Implementation, 2nd ed.,Duxbury Press, Boston, USA.

Box GEP, Taio GC (1975). Intervention Analysis with Applications to Economics and Environment Problems, Journal of the American Statistical Association, 70: 70-79.

Box GEP, Jenkins GM, Reinsel GC (2008). Time Series Analysis: Forecasting and Control, 4rd ed., Wiley and Sons, p. 21, 93, 529-533, New Jersey, USA.

Box GEP, Jenkins GM (1976). Time Series Analysis: Forecasting and Control, Holden-Day, p. 4, 19, 46-47, 54-56, 67-73, 88-93, 423, USA.

Box GEP, Pierce DA (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in AutoregressiveIntegratedMovingAverage Time Series Models, Journal of the American Statistical Association, 65: 1509-1526.

Brockwell PJ, Davis RA (2002). Introduction to Time Series and Forecasting, 2. ed., Springer, p. 187, 296, 340-343 New York, USA

Campbell DT, Stanley, J. C. (1963). Experimental and Quasi-Experimental Designs for Research, Rand-McNally, 37-40, 55–56 p., Chicago, USA

Chang I, Tiao G, Chen C (1988). Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers. Technometrics, 30: 193–204

Chatfield C (1995) The Analysis of Time Series: An Introduction, 5th ed. Chapman and Hall, p. 1-4 , 10, UK.

Cowpertwait PSP, Metcalfe AV (2009). Introductory Time Series with R, Springer, p. 1, USA.

Frances PH (1991). Seasonality, non-stationarity, and the forecasting of monthly time series. International Journal of Forecasting, 7: 199–208.

Franses PH (1998). Time Series Models For Business and Economic Forecasting, Cambridge Press, p. 42 , New York, USA.

Granger CWJ, Newbold P (1986). Forecasting Economic Time Series, Academic Press, p. 40, 101-110, London, UK.

Griffiths WE, Hill RC, Judge GG (1993). Learning and Practicing Econometrics, John Wiley and Sons, p. 655, 668, New York, USA.

Harvey AC (1991). Forecasting, Structural Time Series Models and Kalman Filter, Cambrıdge University Press, p. 78, UK.

Heiberger RM, Holland B (2004). Statistical Analysis and Data Display: An Intermediate Course with Examples in S-Plus, R ve SAS, Springer, p. 580, USA.

Hipel KW, Mcleod AI (1994).Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems, Elsevier Science B.V, p. 422-423, 655-733, Amsterdam, Netherland.

Kaya A (1999). Zaman Serilerinde Sapan Değerlerin Analizi Üzerine Bir Çalışma. Doktora Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.

Kendall M., Ord K (1990). Time Series Analysis, 3rd ed., Oxford University Press, p. 110, New York, USA.

Kirchgässner G, Wolters J (2007). Introduction To Modern Time Series Analysis, Springer, p. 2-4 , Berlin Heidelberg, Germany.

Kutlar A (2000). Ekonometrik Zaman Serileri Teori ve Uygulama, Gazi Kitabevi, Ankara.

Makridakis S, Wheelwright SC (1987). The Handbook of Forecasting: A Manager's Guide, 2nd ed., John Wiley and Sons, p. 215, New York, USA.

Meyer KV (1998). SAS econometric time series technical consultant: Personal communication about Dickey-Fuller seasonal root tests in SAS® PROC ARIMA, Cary, NC: SAS Institute, Inc.

Merkez bankası ihracat verileri: http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html, erişim tarihi: 15.10.2010.

Mills TC (1990). Time Series Techniques for Economists, Cambridge University Press, p. 235–247, New York, USA.

Montgomery DC, Johnson LA, Gardiner JS (1990). Forecasting and Time Series Analysis, 2. ed., McGraw-Hill, p. 263, New York, USA.

Nazem SM (1988). Applied Time Series Analysis for Business and Economic Forecasting, Marcel Dekker, Inc., Newyok, USA.

Özmen A (1986). Zaman serisi analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi, Fen Edebiyat Fakültesi Yayınları No: 9, Eskişehir.

Özmen A, Yüzer AF, Ağaoğlu E, Tatlıdil H, Şıklar E (2006). İstatistik, 3. baskı, Anadolu Üniversitesi, s. 297, Eskişehir.

Pindyck RS, Rubinfeld DL (1991). Econometric Models and Economic Forecasts, 3.ed, Mc Graw-Hill, p. 443-444, 473-500 USA.

Rachev ST, Mittnik S, Fabozzi FJ, Focardi SM, Jasic T (2007). Financial Econometrics: From Basics to Advanced Modeling Techniques, John Wiley and Sons, p. 262-265, New Jersey, USA.

Reilly, D. P. (June 27, 1999). Founder and Senior Vice-President of Automatic Forecasting Systems. Personal communication about modeling seasonality in AUTOBOX®.

Sargent J, Wiltshire R (1993). Geographical Studies and Japan, Anglo-Japanese Geographical Seminar, p. 55, Japan

Seddighi HR, Lawyer KA, Katos AV (2000). Econometrics: A Practical Approach, Routlenge Taylor ve Francis Group, p. 252, London, UK.

Sevüktekin M, Nargeleçekenler M (2005). Zaman Serileri Analizi, Nobel Yayın Dağıtım, s.31-32, 112-113, 164 , Ankara.

Shumway RH, Stoffer DS (2006). Time Series Analysis and Its Applications with R Examples**,** 2.ed., Springer, p. 1, 85-87, 143, 157-159

Stewart J, Gill L (1998). Econometrics, 2nd.ed, Prentice Hall Europe, p. 170, London, UK.

Tsay RS (2010). Analysis of Financial Time Series, 3th. ed, John Wiley and Sons, p. 86, USA

VandaeleW. (1983). Applied Time Series and Box–Jenkins Models. Academic Press, pp. 333–348, Orlando, USA.

Wei W (1990). Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods, Addison-Wesley., p. 162-167, Boston, USA

Yafee R, Mcgee M (2000). Introduction to Time Series Analysis and Forecasting with Applications of SAS and SPSS, Academic Press, p. 5-7, 154-169, 173-174, 266, 269-346, USA.

TEŞEKKÜR

Tez çalışmam boyunca bilimsel yardım ve katkılarıyla beni yönlendiren, dostluğunu ve desteğini esirgemeyen değerli hocam, Sayın **Yrd. Doç. Dr. Nurkut Nuray URGAN**' a teşekkürlerimi sunmak istiyorum. Ayrıca bu çalışmaya başlamam konusunda beni cesaretlendiren değerli hocam **Yrd. Doç. Dr. Ahmet KAYA**' ya da sevgi ve saygılarımı ifade etmek istiyorum.

Hayatımın her anında sevgisiyle ve desteğiyle beni cesaretlendiren canım eşim Gökhan GÜNEŞ' e ve güzel aileme sonsuz teşekkürlerimi sunuyorum.

EK 1 1992-2009 Aylık İhracat Verileri

1992-2009 İhracat Verileri

Müdahale Öncesi (2001 öncesi)			Müdahale Sonrası (2001 sonrası)		
Ay	Yıl	Tutar(Milyon$)	Ay	Yıl	Tutar(Milyon$)
1	1992	1223	1	2001	2458
2	1992	1081	2	2001	2827
3	1992	1246	3	2001	2840
4	1992	1058	4	2001	2956
5	1992	1247	5	2001	3123
6	1992	998	6	2001	2798
7	1992	1216	7	2001	2730
8	1992	1206	8	2001	2892
9	1992	1279	9	2001	2903
10	1992	1412	10	2001	3148
11	1992	1247	11	2001	3155
12	1992	1502	12	2001	2899
1	1993	1274	1	2002	2855
2	1993	1168	2	2002	2744
3	1993	1231	3	2002	3321
4	1993	1258	4	2002	3164
5	1993	1338	5	2002	3355
6	1993	881	6	2002	3058
7	1993	1182	7	2002	3425
8	1993	1121	8	2002	3433
9	1993	1259	9	2002	3702
10	1993	1417	10	2002	3997
11	1993	1291	11	2002	4041
12	1993	1925	12	2002	3624
1	1994	1313	1	2003	3764
2	1994	1193	2	2003	3277
3	1994	1320	3	2003	4285
4	1994	1233	4	2003	4032
5	1994	1220	5	2003	4298
6	1994	1378	6	2003	4196
7	1994	1578	7	2003	4602
8	1994	1517	8	2003	4312
9	1994	1720	9	2003	4639
10	1994	1671	10	2003	5426
11	1994	1658	11	2003	4432
12	1994	2305	12	2003	5131

Devam Ediyor

1	1995	1550	1	2004	4998
2	1995	1551	2	2004	4031
3	1995	1656	3	2004	5664
4	1995	1861	4	2004	5567
5	1995	1503	5	2004	5677
6	1995	1835	6	2004	5755
7	1995	1790	7	2004	6000
8	1995	1748	8	2004	5200
9	1995	1750	9	2004	6151
10	1995	1937	10	2004	6345
11	1995	2059	11	2004	6146
12	1995	2396	12	2004	7001
1	1996	2183	1	2005	5296
2	1996	2297	2	2005	6002
3	1996	2615	3	2005	6989
4	1996	2401	4	2005	6571
5	1996	2421	5	2005	6430
6	1996	2536	6	2005	6462
7	1996	2466	7	2005	6073
8	1996	3152	8	2005	5966
9	1996	2972	9	2005	7267
10	1996	3027	10	2005	7256
11	1996	2904	11	2005	6396
12	1996	3093	12	2005	7657
1	1997	2464	1	2006	5489
2	1997	2301	2	2006	6494
3	1997	2717	3	2006	7957
4	1997	2515	4	2006	7015
5	1997	2546	5	2006	7651
6	1997	2436	6	2006	8464
7	1997	2483	7	2006	7757
8	1997	2564	8	2006	7724
9	1997	2936	9	2006	8481
10	1997	3101	10	2006	7631
11	1997	3147	11	2006	9500
12	1997	2900	12	2006	9449
1	1998	2529	1	2007	7080
2	1998	2456	2	2007	8234
3	1998	2917	3	2007	9609
4	1998	2291	4	2007	9022
5	1998	2783	5	2007	9977
6	1998	2583	6	2007	9706

Devam Ediyor

7	1998	2507	7	2007	9547
8	1998	2625	8	2007	9441
9	1998	2411	9	2007	9639
10	1998	2716	10	2007	10594
11	1998	2499	11	2007	12064
12	1998	2424	12	2007	10448
1	1999	2027	1	2008	11220
2	1999	2369	2	2008	11746
3	1999	2589	3	2008	12217
4	1999	2120	4	2008	12018
5	1999	2385	5	2008	13213
6	1999	2256	6	2008	12440
7	1999	2430	7	2008	13343
8	1999	2161	8	2008	11999
9	1999	2565	9	2008	13648
10	1999	2921	10	2008	10498
11	1999	2728	11	2008	10188
12	1999	2480	12	2008	8270
1	2000	2305	1	2009	8371
2	2000	2505	2	2009	8977
3	2000	2553	3	2009	8782
4	2000	2691	4	2009	8127
5	2000	2538	5	2009	8042
6	2000	2523	6	2009	9099
7	2000	2548	7	2009	9635
8	2000	2300	8	2009	8485
9	2000	2706	9	2009	9099
10	2000	2589	10	2009	10773
11	2000	2829	11	2009	9531
12	2000	2738	12	2009	10719

Bitti

Ek 2 Regresyon modeli için hesaplanan veriler

Z_{it}, ξ_{it},Y_{it}, X_{it} için Zaman Serisi Verileri

T	Z_t	ξ_t	Y_t	X_t
1	1223	0		
2	1081	0		
3	1246	0		
4	1058	0		
5	1247	0		
6	998	0		
7	1216	0		
8	1206	0		
9	1279	0		
10	1412	0		
11	1247	0		
12	1502	0		
13	1274	0		
14	1168	0	819,30028	0
15	1231	0	776,69976	0
16	1258	0	896,45446	0
17	1338	0	930,81428	0
18	881	0	602,85452	0
19	1182	0	633,91578	0
20	1121	0	660,39436	0
21	1259	0	731,23546	0
22	1417	0	858,07254	0
23	1291	0	864,09402	0
24	1925	0	1338,03862	0
25	1313	0	1081,95522	0
26	1193	0	799,34714	0
27	1320	0	862,88698	0
28	1233	0	802,64856	0
29	1220	0	696,73018	0
30	1378	0	1087,94968	0
31	1578	0	1309,96716	0
32	1517	0	1296,91732	0
33	1720	0	1409,16986	0
34	1671	0	1327,70584	0
35	1658	0	1322,18942	0
36	2305	0	1635,24396	0
37	1550	0	1361,0557	0

Devam ediyor

38	1551	0	1242,44548	0
39	1656	0	1307,18158	0
40	1861	0	1576,8424	0
41	1503	0	1343,97898	0
42	1835	0	1423,8319	0
43	1790	0	1376,83838	0
44	1748	0	1296,08348	0
45	1750	0	1179,09952	0
46	1937	0	1341,4566	0
47	2059	0	1570,25746	0
48	2396	0	1598,57598	0
49	2183	0	1801,0408	0
50	2297	0	2014,8559	0
51	2615	0	2325,50946	0
52	2401	0	2114,15526	0
53	2421	0	2185,09186	0
54	2536	0	2214,54618	0
55	2466	0	2135,9036	0
56	3152	0	2825,3066	0
57	2972	0	2972,50688	0
58	3027	0	2837,2148	0
59	2904	0	2620,89782	0
60	3093	0	2528,91544	0
61	2464	0	2019,87346	0
62	2301	0	1557,13928	0
63	2717	0	1686,58682	0
64	2515	0	1715,1073	0
65	2546	0	1697,66646	0
66	2436	0	1531,23116	0
67	2483	0	1536,93256	0
68	2564	0	1267,36526	0
69	2936	0	1598,63592	0
70	3101	0	1951,77712	0
71	3147	0	2129,66122	0
72	2900	0	1828,68494	0
73	2529	0	1651,93568	0
74	2456	0	1665,89674	0
75	2917	0	1899,12136	0
76	2291	0	1491,80202	0
77	2783	0	1729,8343	0
78	2583	0	1811,87366	0
79	2507	0	1645,58086	0

Devam Ediyor

80	2625	0	1669,91158	0
81	2411	0	1277,25674	0
82	2716	0	1291,29806	0
83	2499	0	1145,69136	0
84	2424	0	1098,90182	0
85	2027	0	943,6056	0
86	2369	0	1241,31014	0
87	2589	0	1376,13066	0
88	2120	0	1244,00442	0
89	2385	0	1176,76216	0
90	2256	0	1154,63218	0
91	2430	0	1364,94728	0
92	2161	0	1129,23092	0
93	2565	0	1499,6269	0
94	2921	0	1925,12506	0
95	2728	0	1940,02906	0
96	2480	0	1702,65304	0
97	2305	0	1658,84224	0
98	2505	0	1687,68722	0
99	2553	0	1612,77874	0
100	2691	0	1982,16434	0
101	2538	0	1865,5987	0
102	2523	0	1783,503	0
103	2548	0	1736,43886	0
104	2300	0	1607,3852	0
105	2706	0	1739,43216	0
106	2589	0	1500,9998	0
107	2829	0	1703,03546	0
108	2738	0	1915,14018	0
109	2458	1	1758,0658	1
110	2827	1	1929,7478	1,4625
111	2840	1	2033,3815	1,4625
112	2956	1	2064,14408	1,4625
113	3123	1	2335,58816	1,4625
114	2798	1	2136,67598	1,4625
115	2730	1	1908,07508	1,4625
116	2892	1	2173,29988	1,4625
117	2903	1	2093,3004	1,4625
118	3148	1	2303,07446	1,4625
119	3155	1	2317,50544	1,4625
120	2899	1	2053,35094	1,4625
121	2855	1	2074,41198	0,8929

Devam Ediyor

122	2744	1	1806,64278	0,62946
123	3321	1	2227,69112	0,62946
124	3164	1	2268,0553	0,62946
125	3355	1	2260,76056	0,62946
126	3058	1	2193,22358	0,62946
127	3425	1	2547,21188	0,62946
128	3433	1	2650,5881	0,62946
129	3702	1	2874,34522	0,62946
130	3997	1	3151,30788	0,62946
131	4041	1	3263,21538	0,62946
132	3624	1	3010,5389	0,62946
133	3764	1	3050,17944	0,62946
134	3277	1	2702,7464	0,62946
135	4285	1	3186,09154	0,62946
136	4032	1	3336,71386	0,62946
137	4298	1	3418,26784	0,62946
138	4196	1	3558,147	0,62946
139	4602	1	3786,17048	0,62946
140	4312	1	3582,7062	0,62946
141	4639	1	3620,25128	0,62946
142	5426	1	4319,59142	0,62946
143	4432	1	3586,80172	0,62946
144	5131	1	4052,00856	0,62946
145	4998	1	4272,40654	0,62946
146	4031	1	3484,40764	0,62946
147	5664	1	4224,30862	0,62946
148	5567	1	4761,1324	0,62946
149	5677	1	4741,40662	0,62946
150	5755	1	4858,30578	0,62946
151	6000	1	4934,99406	0,62946
152	5200	1	4306,53392	0,62946
153	6151	1	4777,67232	0,62946
154	6345	1	4877,08974	0,62946
155	6146	1	5126,66986	0,62946
156	7001	1	5753,34132	0,62946
157	5296	1	4335,39106	0,62946
158	6002	1	4838,66928	0,62946
159	6989	1	5476,78396	0,62946
160	6571	1	5140,32514	0,62946
161	6430	1	4768,89782	0,62946
162	6462	1	4662,27812	0,62946
163	6073	1	4127,9778	0,62946

Devam Ediyor

164	5966	1	4232,2025	0,62946
165	7267	1	5152,7774	0,62946
166	7256	1	5382,45606	0,62946
167	6396	1	4579,6116	0,62946
168	7657	1	5008,27816	0,62946
169	5489	1	4169,41746	0,62946
170	6494	1	4218,74506	0,62946
171	7957	1	5398,37372	0,62946
172	7015	1	5111,08874	0,62946
173	7651	1	5501,84526	0,62946
174	8464	1	6627,9131	0,62946
175	7757	1	6510,06992	0,62946
176	7724	1	6313,50778	0,62946
177	8481	1	6342,38376	0,62946
178	7631	1	5506,02642	0,62946
179	9500	1	7474,65526	0,62946
180	9449	1	7796,36056	0,62946
181	7080	1	6306,46802	0,62946
182	8234	1	6363,49544	0,62946
183	9609	1	7174,13844	0,62946
184	9022	1	7374,22642	0,62946
185	9977	1	7943,6338	0,62946
186	9706	1	7483,68866	0,62946
187	9547	1	7387,88164	0,62946
188	9441	1	7413,39302	0,62946
189	9639	1	7139,87434	0,62946
190	10594	1	8471,18526	0,62946
191	12064	1	9542,21436	0,62946
192	10448	1	8142,7696	0,62946
193	11220	1	9530,18744	0,62946
194	11746	1	10380,0084	0,62946
195	12217	1	10007,07364	0,62946
196	12018	1	9998,03634	0,62946
197	13213	1	10711,67012	0,62946
198	12440	1	10394,13402	0,62946
199	13343	1	11101,58016	0,62946
200	11999	1	10277,48222	0,62946
201	13648	1	11220,02606	0,62946
202	10498	1	8236,55944	0,62946
203	10188	1	5380,78724	0,62946
204	8270	1	3852,62904	0,62946
205	8371	1	3052,54188	0,62946

Devam Ediyor

206	8977	1	3202,2691	0,62946
207	8782	1	2880,69306	0,62946
208	8127	1	2124,77572	0,62946
209	8042	1	1108,59078	0,62946
210	9099	1	2251,76828	0,62946
211	9635	1	2965,9211	0,62946
212	8485	1	2591,47718	0,62946
213	9099	1	2088,39514	0,62946
214	10773	1	5406,19758	0,62946
215	9531	1	5944,83458	0,62946
216	10719	1	7732,56878	0,62946

Bitti

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : GÜNEŞ, Merve

Uyruğu : T.C.

Doğum tarihi ve yeri : 31.01.1983, İstanbul

Medeni hali : Evli

Telefon : 0 (282) 260 22 76

e-mail : merve.kirikoglu@gmail.com.tr

Eğitim

Derece	Eğitim Yeri/Bölümü	Mezuniyet tarihi
Lisans	Yıldız Teknik Üniversitesi / Matematik Mühendisliği	2006
Lisans	Anadolu Üniversitesi / İşletme	2006

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2006-2008	YapıKredi Bankası Bilişim Teknolojileri	Sistem (İş) Analisti

Yabancı Dil/Öğrenilen Yer

İngilizce, Yıldız Teknik Üniversitesi

Almanca, Üsküdar Anadolu lisesi