

**T.C.
DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ PROGRAMI
YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**ZAMAN SERİLERİNDE YAPISAL KIRILMA VE VERGİ
AFFI ÜZERİNE BİR UYGULAMA**

Ünal UYANIK

**Danışman
Yrd. Doç. Dr. Hamdi EMEÇ**

İZMİR - 2014

YÜKSEK LİSANS
TEZ/ PROJE ONAY SAYFASI

2010800202

Üniversite : Dokuz Eylül Üniversitesi
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü
Adı ve Soyadı : ÜNAL UYANIK
Tez Başlığı : Zaman Serilerinde Yapısal Kırılma ve Vergi Affı Üzerine Bir Uygulama

Savunma Tarihi : 06.01.2014
Danışmanı : Yrd.Doç.Dr.Hamdi EMEÇ

JÜRİ ÜYELERİ

<u>Ünvanı, Adı, Soyadı</u>	<u>Üniversitesi</u>	<u>İmza</u>
Yrd.Doç.Dr.Hamdi EMEÇ	DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ	
Prof.Dr.Şenay ÜÇDOĞRUK	DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ	
Prof.Dr.Asuman ALTAY	DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ	

Oybirliği (X)
Oy Çokluğu ()

ÜNAL UYANIK tarafından hazırlanmış ve sunulmuş "Zaman Serilerinde Yapısal Kırılma ve Vergi Affı Üzerine Bir Uygulama" başlıklı Tezi (X) / Projesi () kabul edilmiştir.

Prof.Dr. Utku UTKULU
Enstitü Müdürü

YEMİN METNİ

Yüksek Lisans Tezi olarak sunduğum “Zaman Serilerinde Yapısal Kırılma ve Vergi Affı Üzerine Bir Uygulama” adlı çalışmanın, tarafımdan, akademik kurallara ve etik değerlere uygun olarak yazıldığını ve yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuğunu, bunlara atıf yapılarak yararlanılmış olduğunu belirtir ve bunu onurumla doğrularım.

Tarih

..../..../.....

Ünal UYANIK

İmza

ÖZET
Yüksek Lisans Tezi
Zaman Serilerinde Yapısal Kırılma ve Vergi Affı Üzerine Bir Uygulama
Ünal UYANIK

Dokuz Eylül Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı
Ekonometri Programı

Ekonometrik yöntemler, iktisadi ve mali teorileri açıklamada yardımcı olsa da belirli bir düzen içinde zamana göre sıralanmış gözlemlerde çoğu zaman yetersiz kalmaktadır. Bu durumda problemin çözümü için zaman serisi analizi yardımcı olur. Zaman serileri analizi, değişkenlerin gözlemlerde devamlılığın belirlenmesine yardım eder ve onlardan kanunlar türetir ve gelecekle ilgili daha iyi tahmin için bu değişkenler içinde bütün bilgileri kullanır. Ekonometrik yöntemler ise bu bilgilerden sonuçlar üretir. Böylece elde edilen verilerden yararlanarak geleceğe ilişkin bir öngörümleme yapılabilir.

Devletler, harcamalarını finanse etmek için kanunla belirlenmiş gelir kaynaklarına ihtiyaç duyar. Bu kaynakları literatürde vergi ve vergi dışı gelirler oluşturmaktadır. Vergi gelirleri bu kaynaklardan en çok ihtiyaç duyulan ve en çok gelir getiren kalemdir. Vergi mükellefleri bazen cezai sorumluluğu göze alarak ödemesi gereken vergiyi ödemez. Ödeme yapmayan mükellef sayısının çok olması devletin gelirini düşürür. Hem geliri arttırmak hem de mükelleflerin sempatisini kazanmak için devleti yönetenler vergi cezalarını kısmen ya da tamamen affetme yoluna gider. Vergi affı olarak adlandırılan bu olay özellikle seçim zamanları dünyanın birçok ülkesinde uygulanmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye Cumhuriyeti'nde 1983-2012 yılları arasında uygulanan vergi aflarının, vergi gelirleri ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla üzerindeki etkisi zaman serisi analizi ve ekonometrik yöntemler ile araştırılmış, vergi affının gerekliliği sorgulanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Zaman Serileri, Yapısal Kırılma, Box-Jenkins Yöntemi, Birim Kök Testi, Korelogram, Durağanlık, Vergi Affı.

ABSTRACT

Master's Thesis

Structural Break in Time Series and An Application about Tax Amnesty

Ünal UYANIK

Dokuz Eylül University

Graduate School of Social Sciences

Department of Econometrics

Econometrics Program

Econometric methods, even though the economic and financial theories to explain the observations sorted according to time in a certain order most of the time is insufficient. In this case, time series analysis help for solving to problem. The analysis of time series helps to detect regularities in the observations of a variable and derive 'laws' from them and exploit all information included in this variable to better predict future developments. Econometric methods make inferences in this knowledge. So can be forecasting about future by using datas which we have before.

Governments need source of income which is determined by law for finance to their spending. This source of income is composed by tax income and non-tax income in literature. Tax income is most needed and income-generated in this sources. Taxpayers occasionally do not pay their taxes which they must pay to take chance of criminal liability. Government's income is down when taxpayers' number who do not pay their tax is up. Manage to states partly or completely absolves the tax penalty for raising income and also getting taxpayers' sympathy. It is applied various country of all over the World in election times and also called tax amnesty.

Tax amnesty which was applied Republic of Turkey between 1983-2011 in this study, the impact on tax revenues and Gross Domestic Product have been investigated by time series analysis and econometric methods, questioned the necessity of tax amnesty.

Keywords: Time Series, Structural Break, Box_Jenkins Method, Unit Root Test, Correlogram, Tax Amnesty.

ZAMAN SERİLERİNDE YAPISAL KIRILMA VE VERGİ AFFI ÜZERİNE BİR UYGULAMA

İÇİNDEKİLER

Tezli Yüksek Lisans Tez Onay Sayfası	ii
Yemin Metni	iii
Özet	iv
Abstract	v
İçindekiler	vi
Kısaltmalar	ix
Tablolar Listesi	x
Şekiller Listesi	xi
Ek Listesi	xii

GİRİŞ	1
-------	---

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

1.1. ZAMAN SERİLERİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ	3
1.2. ZAMAN SERİSİ TÜRLERİ	4
1.3. ZAMAN SERİSİ BİLEŞENLERİ	4
1.3.1. Rassal Zaman Serisi Bileşenleri	5
1.3.2. Trendli Zaman Serisi Bileşenleri	5
1.3.3. Mevsimsel Zaman Serisi Bileşenleri	6
1.3.4. Konjonktürel Zaman Serisi Bileşenleri	7
1.4. DÜZENSİZ ZAMAN SERİSİ BİLEŞENLERİ	8
1.5. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ	8
1.6. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİNİN İKİ METODU: FREKANS ALANI VE ZAMAN ALANI	9
1.7. STOKASTİK SÜREÇLER	9
1.8. DURAĞANLIK VE DURAĞAN DIŞILIK	10
1.8.1. Tam Durağanlık	10
1.8.2. Zayıf Durağanlık	11

1.8.3. Durađan-Dıřılık	12
1.9. FARK DENKLEMLERİ	13
1.10. ZAMAN SERİLERİ İÇİN BAZI KULLANIŐLI MODELLER	15
1.10.1. Pür Rassal Süreç	16
1.10.2. Rassal Yürüyüş Süreci	17
1.10.3. Hareketli Ortalama Süreç (Ma)	18
1.10.4. Otoregresif Süreçler	20
1.10.5. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreç	22
1.10.6. Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreç	24
1.11. TREND ELİMİNASYON	24
1.11.1. Geleneksel Metod	25
1.11.2. İyi Uyum Testi	25
1.12. BOX-JENKINS YÖNTEMİ	27
1.13. ZAMAN SERİLERİNDE R ² ÖLÇÜMLERİ	30
1.14. KORELOGRAM TESTİ	32
1.15. Q İSTATİSTİKLERİ: PORTMANTEAU TESTİ	34
1.16. BİRİM KÖK TESTLERİ	35
1.16.1. Dickey-Fuller Testi	36
1.16.2. Geniřletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi	36
1.16.3. Phillips-Perron(Pp) Testi	37
1.16.4. Kpss Testi	39
1.16.5. Adf-Gls Testi	41
1.16.6. Ng-Perron Testi	41
1.17. YAPISAL KIRILMA KAVRAMI VE TESTLERİ	43
1.17.1. Chow Testi	44
1.17.2. Perron(1989) Testi	45
1.17.3. Perron(1990) Testi	47
1.17.4. Zivot Andrews Testi	48
1.17.5. Perron Ve Vogelsang(1992) Testi	49
1.17.6. Perron(1997) Testi	50

İKİNCİ BÖLÜM

VERGİ

2.1. VERGİ VE VERGİ SİSTEMİ KAVRAMI	51
-------------------------------------	----

2.2. VERGİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ	52
2.3. DOLAYLI DOLAYSIZ VERGİ AYRIMI	54
2.4. VERGİLEME PSİKOLOJİSİ, VERGİ UYUMU VE VERGİDEN KAÇINMA	56
2.4.1. Vergi Psikolojisi	56
2.4.2. Vergi Uyumunu Ve Vergi Uyumsuzluğu	57
2.4.3. Vergiden Kaçınma Ve Vergi Vermeyi Etkileyen Faktörler	58
2.5. VERGİ AFFI KAVRAMI, TÜRLERİ VE ÖZELLİKLERİ	62
2.5.1. Vergi Aflarının Avantaj Ve Dezavantajları	63
2.5.2. Türkiye’de Vergi Afları	64

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

SONUÇ	80
KAYNAKÇA	82
EK	

KISALTMALAR

ACF	Otokorelasyon Fonksiyonu
ACVF	Otokovaryans Fonksiyonu
ADF	Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR	Otoregresif Süreç
ARIMA	Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
BJ	Box-Jenkins Yöntemi
BIC	Schwartz Bayesyen Kriter
Cos	Kosinüs
Cov	Kovaryans
Cor	Korelasyon
DF	Dickey-Fuller Birim Kök Testi
DGP	Veri Üretme Süreci
DW	Durbin Watson İstatistiği
EKK	En Küçük Kareler
ε	Hata
f	Frekans
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
IID	Bağımsız Özdeş Dağılan
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin
L	Gecikme Operatörü
MA	Hareketli Ortalama Süreç
PP	Phillips-Perron
R²	Belirlilik Katsayısı
RSS	Artık Kareler Toplamı
s.	Sayfa
Sin	Sinüs
T_B	Kırılma Zamanı
TL	Türk Lirası
Vb.	Ve Benzeri

TABLolar LİSTESİ

Tablo 1: Pascal Üçgeni Açılımı	s.14
Tablo 2: Fark Denklemleri Çözüm Davranışı	s.15
Tablo 3: Δy_t için İyi Uyum Testi ve Kısmi Otokorelasyon	s.32
Tablo 4: KPSS Testi	s.40
Tablo 5: Tarihte önemli bazı vergi isyanları	s.62
Tablo 6: Türkiye Cumhuriyeti 1923-2008 Yılları Arasında Çıkarılmış Vergi Afları	s.65
Tablo 7: Vergi Gelirinin Dickey-Fuller Birim Kök Testi	s.69
Tablo 8: Vergi Gelirinin Farkının Dickey-Fuller Birim Kök Testi	s.70
Tablo 9: GSYİH Dickey-Fuller Birim Kök Testi	s.73
Tablo 10: GSYİH Farkının Dickey-Fuller Birim Kök Testi	s.74
Tablo 11: GSYİH EKKY İle Tahmini	s.75
Tablo 12: Modelin Çoklu Kırılma Testi	s.76
Tablo 13: GSYİH EKKY İle Tahmini	s.77
Tablo 14: Otokorelasyon(LM) Testi	s.77
Tablo 15: GSYİH EKKY İle Tahmini	s.78
Tablo 16: Modelin Normallik Testi	s.79
Tablo 17: Otokorelasyon(LM) Testi	s.79

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Rassal Zaman Serileri	s.5
Şekil 2: Trendli Zaman Serisi	s.6
Şekil 3: Mevsimsel Zaman Serileri	s.7
Şekil 4: Konjonktürel Zaman Serileri	s.8
Şekil 5: Yolcu Sayılarının Zaman Serileriyle Gösterimi (Durağan Zaman Serileri)	s.11
Şekil 6: Yıllara Göre Sıcaklık Ölçümlerinin Zaman Serileriyle Gösterimi (Durağan-dışı Zaman Serileri)	s.13
Şekil 7: Pür Rassal Süreç	s.16
Şekil 8: Rassal Yürüyüş Süreci	s.17
Şekil 9: Hareketli Ortalama Süreç	s.19
Şekil 10: Otoregresif Süreçler	s.22
Şekil 11: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreç	s.24
Şekil 12: Trend-Free İndeksinin Korelogramı	s.25
Şekil 13: Box-Jenkins Yöntemi Adımları	s.29
Şekil 14: Korelogram	s.33
Şekil 15: Bireylerin Gönüllü Vergi Ödeme ve Ödememe Karar ve Tercihlerini Belirleyen Başlıca Ekonomi Dışı Faktörler	s.57
Şekil 16: Vergi Uyumu	s.58
Şekil 17: Vergi Gelirinin Zaman Yolu Grafiği	s.67
Şekil 18: Vergi Gelirinin Korelogramı	s.68
Şekil 19: Vergi Gelirinin Birinci Farkının Korelogramı	s.68
Şekil 20: GSYİH Zaman Yolu Grafiği	s.71
Şekil 21: GSYİH Korelogramı	s.72
Şekil 22: GSYİH Birinci Farkının Korelogramı	s.72

EK LİSTESİ

Ek-1: Yıllara göre GSYİH, İhracat ve Vergi Geliri Dağılımı

ek.s.1

GİRİŞ

Zaman serileri, “kronolojik olarak sıralanan sayısal gözlemlerin bir setidir” olarak tanımlanabilir.¹ Bir zaman serisi bir veya daha fazla zaman değişkenini kapsayan bir veri kümesidir. Zaman serisinde ilgilenilen özellik, değişkendir. Bu değişken zaman içerisinde çeşitli nedenlere bağlı olarak farklı değerler alır.

Zaman serileri, zamanın bazı periyotları üzerinden alınan spesifik değişken değerlerinin bir bölümüdür. Gözlemler zaman içinde doğal bir basamağa sahiptir. Gözlemler serisi zaman serisi olarak adlandırıldığı zaman genellikle gözlemlerin frekansının bir düzeni olduğu varsayılır. Örneğin, bir değer, otuz yıllık bir periyod içinde her yıl için geçerlidir. Gözlem frekansı sadece yıllardan oluşmayabilir. Örneğin, gözlemler belirli bir periyodun her günü, her ayı ya da her çeyreği için geçerli olabilir. Günümüzde borsa fiyatlarının zaman serisi ya da diğer ekonomik pazar değişkenleri bile her birkaç dakika ya da birkaç saniye gibi çok yüksek frekanslarda geçerlidir.²

Genellikle zamanın kesikli bir değişken olduğu varsayılır. Başlangıçta Jan TINBERGEN(1939) Birleşik Devletler için ilk ekonometrik modeli kurmuş ve böylece ampirik(deneysel) ekonometrinin bilimsel araştırma programı başlamıştır.

Ekonometrisyenler, eş zamanlı ilişkilerin çalışması ve ekonomik teori üzerinde durur.³ Diğer yandan zaman serileri analistleri, ekonomik teorilere inanmazlar ve model belirlemede verileri daha iyi kendilerinin sağladıklarına inanırlar. Fakat 1970’lerden bu yana bu iki yaklaşım (zaman serileri yaklaşımı ve ekonometrik yaklaşım) birbirinden ayrı olamayacağı düşüncesiyle birleştirilmiştir.⁴

Birçok makroekonometrik analizler zaman serisi verileri üzerine dayandırılır. Gelecek ekonomik durumların öngörülmesi, birçok analizin önemli bir amacıdır. Bir ekonometrik zaman serisi analizini kavramadan önce analizin amacını açıklamak iyi bir fikirdir. Analizler, hangi modelin ve istatistiksel aracın uygun olduğunu belirleyebilir.

Zaman serileri verisi, sosyal, biyolojik, fiziksel ya da ekonomik sistemlerde zaman serisi yaratılması hakkında yararlı bilgiler sağlar. Örneğin; Ekonomik (hisse senedi fiyatları, karlar, ithalat, ihracat, borsa değişim göstergeleri), Sosyoloji(okul kayıtları, işsizlik, suç oranları), Çevre (kirlilik miktarı, sülfür dioksit, nitrik oksit miktarı),

¹ G. S. Madala, **Introduction to Econometrics**, John Wiley & Sons Yayınevi, New York, 3. Baskı, 2002, s. 513.

² Helmut Lütkepohl ve Markus Kratzig, **Applied Time Series Econometrics**, 1. Baskı, Cambridge University Press, Edinburg, 2004, s. 1.

³ Madala, s. 514.

⁴ Madala, s. 514.

Meteoroloji (yağmur miktarı, sıcaklık, rüzgar hızı), Epidemioloji (salgın hastalıklar, SARS hastası sayısı), Fiziksel bilimler (güneş lekeleri), Su bilimi (su akışları), v.b.⁵

Hükümetler de zaman serisi yöntemlerini kendi gelirlerini düzenlemede kullanmaktadırlar. Devletlerin gelirlerinin en önemli kısmını oluşturan vergi gelirleri 6 aylık ve senelik periyotlar halinde toplanmakta ve kayıt altına alınarak geliri arttırıcı yöntem belirlenmesinde yararlanılmaktadır. Yapılan işlemlerin düzenli ve aynı zaman dilimlerinde yapılması bu konunun zaman serileri analizi içinde değerlendirilmesini sağlar.

Bu çalışmada Türkiye Cumhuriyeti'nde 1983-2012 yılları arasında uygulanan vergi aflarının, vergi gelirleri ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla üzerindeki etkisi zaman serisi analizi ve ekonometrik yöntemler ile araştırılmış, vergi affının gerekliliği sorgulanmıştır.

⁵ P.S. Nagpaul, **Time Series Analysis in WinIDAMS**, New Delhi, 2005, s. 1.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

Bu bölümde zaman serilerine giriş yapılarak, zaman serilerinin tanımı ve türleri, zaman serilerinde durağanlık ve yapısal kırılmanın tanımı ve belirlenme yöntemleri ele alınmıştır.

1.1. ZAMAN SERİLERİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ

Zaman serileri, eski doğal bilimlerde önemli bir rol oynamaktadır. Babilli astronomlar astronomik olayların tahmini için gezegenler ve yıldızların yakın pozisyonlarında zaman serileri kullanmışlardır.⁶

Zaman serileri analizi, değişkenlerin gözlemlerde devamlılığın belirlenmesine yardım eder, onlardan kanunlar türetir ve gelecekle ilgili daha iyi tahmin için bu değişkenler için bütün bilgileri kullanır.

19. yüzyılın ortalarında astronomi için bu metodolojik yaklaşım, Charles BABBAGE ve Stanley JEVONS tarafından ele alınmış ve Warren M. PERSONS(1915) tarafından geliştirilmiştir. PERSON zaman serisinin dört bileşenden oluştuğunu söylemiştir. Bunlar:

- uzun vadede büyüme, trend
- bir yıldan daha fazla periyotlar, iş döngüsü(konjonktürel)
- bir yıl içinde yükseliş ve düşüşleri içeren bileşen, mevsimsel döngü
- bir trende, bir konjonktürel ya da bir mevsimsel bileşene ait olmayan bütün hareketleri içeren bileşendir, artık

1970'lerden bu yana zaman serilerinin istatistiksel analizi üzerine çalışmaların giderek artmasıyla beraber, klasik zaman serileri analizi çalışmalarının belirleyici bazı prosedürleri terk edilmiştir. Bunun yerine matematiksel istatistik ve olasılık teorisinin metodları ve sonuçları kullanılmaya başlanmıştır. Bu, zaman serileri için stokastik hareketlerin rolünün farklı değerlendirilmesine yol açmıştır. Modern zaman serisi yaklaşımı, klasik zaman serisi yaklaşımından farklı olarak, zaman serilerinin bütün bileşenlerinin üzerinde bir stokastik etkinin olduğunu varsayar. 1970'lerin başında bilgisayarlar, önceki zamanlarla daha iyi bir şekilde karşılaştırmayı ve sayısal problemlerin kısmen uygulanmasını sağlamıştır. Bu sayede, yeni istatistiksel

⁶ Gebhard Kirchgassner ve Jürgen Walters, **Introduction to Modern Time Series Analysis**, Springer, Berlin, 2007, s. 2.

prosedürlerin ve daha güçlü bilgisayarların gelişmesi, büyük veri setlerinin zaman serileri yöntemlerini uygulamasında avantaj sağlamıştır.⁷

Son yüzyılın başında bu yönde ilk adım Rus istatistikçi Evgenij EVGENIEVICH SLUTZKY ve İngiliz istatistikçi George UDNY YULE tarafından atılmıştır. E.E. SLUTZKY ve G.U. YULE, otoregresif süreçler ve hareketli ortalamayı geliştirmişlerdir. Herman WOLD(1938), doktora tezinde bu yaklaşımları sistematize etmiş ve genelleme yapmıştır. Bunların yaygın pratik kullanımı ise bu ampirik modellere uygulama metodları geliştiren George E.P. BOX ve Gwilym M. JENKINS(1970) tarafından gerçekleştirilmiştir. “Zaman serilerinin tüm üretim süreçleri için mevcut bir stokastik model vardır” varsayımı ve farklı bileşenler fikrini terk etmişlerdir.⁸

1980’lerden sonra zaman serilerinin durağan dışı olması daha fazla dikkate alınmaya başlanmıştır. Durağan olmamanın sadece deterministik trendde değil aynı zamanda stokastik trendde de olabileceği belirlenmiştir.⁹

1.2. ZAMAN SERİSİ TÜRLERİ

Tek değişkenli ve çok değişkenli olmak üzere iki tür zaman serisi vardır. Tek değişkenli seriler, zaman içinde sadece tek bir değişkenin ölçülebildiği, çok değişkenli seriler ise birden fazla değişkenin aynı anda ölçülebildiği zaman serileridir.

1.3. ZAMAN SERİSİ BİLEŞENLERİ

Zaman serisini oluşturan gözlemlerin zaman boyunca seyrini gösteren saçılım diyagramlarının yapısı aynı zamanda kabaca söz konusu serinin özelliğini de ortaya koyar. Yani, serinin zaman boyunca bir trendi, bir rassal yapıyı, bir mevsimsel etkiyi, bir konjonktürel kalıbı vs. içerip içermediğini yansıtır. Dolayısıyla veri setinin zaman boyunca gösterdiği seyir, serinin nasıl bir matematiksel kalıba sahip olduğu hakkında önemli bilgi verir.¹⁰

Zaman serisi değişkenleri artan, azalan veya değişmeyen yapıda bir trend özelliğine sahip olabilir.

⁷ Kirchgassner ve Walters, s. 1.

⁸ Kirchgassner ve Walters, s. 3.

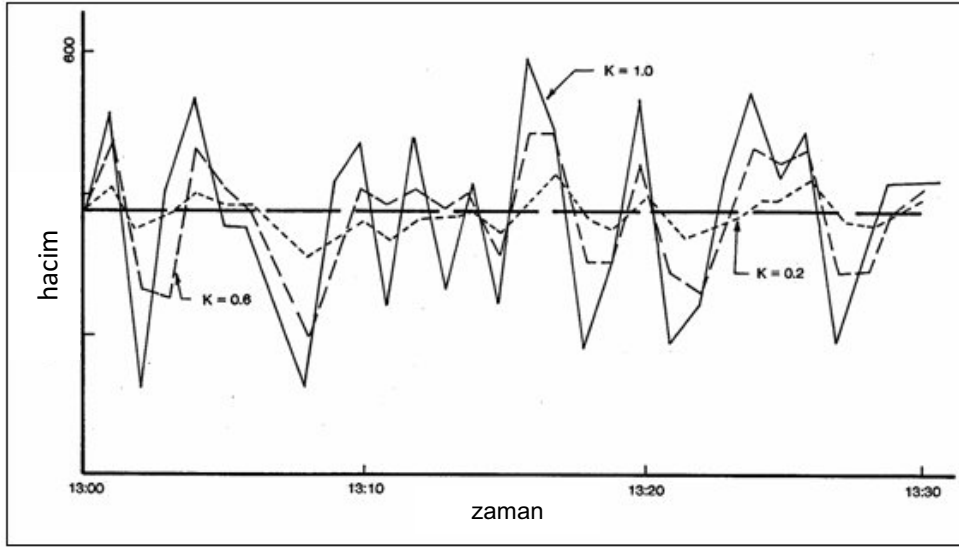
⁹ Kirchgassner ve Walters, s. 4.

¹⁰ Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleşkenler, **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**, Nobel Yayınları, 3. Baskı, Ankara, 2010, s. 9.

1.3.1. Rassal Zaman Serisi Bileşenleri

Rassal kalıplar yatay veya çizgi kalıplar olarak da bilinir. Rassal kalıplar genelde verilerin sabit ortalama civarında dalgalandığı kalıplardır. Bu tür seriler ortalamaya göre durağan bir yapıya sahiptir. Rassal serileri oluşturan verilerin belirli bir sistematik yapıya sahip kalıpları yoktur.¹¹ Şekil 1'de rassal zaman serileri için uygun bir grafik verilmiştir.

Şekil 1: Rassal Zaman Serileri



Kaynak: Office of operation,
http://ops.fhwa.dot.gov/publications/fhwahop06006/chapter_3p1.htm, (09.10.2011)

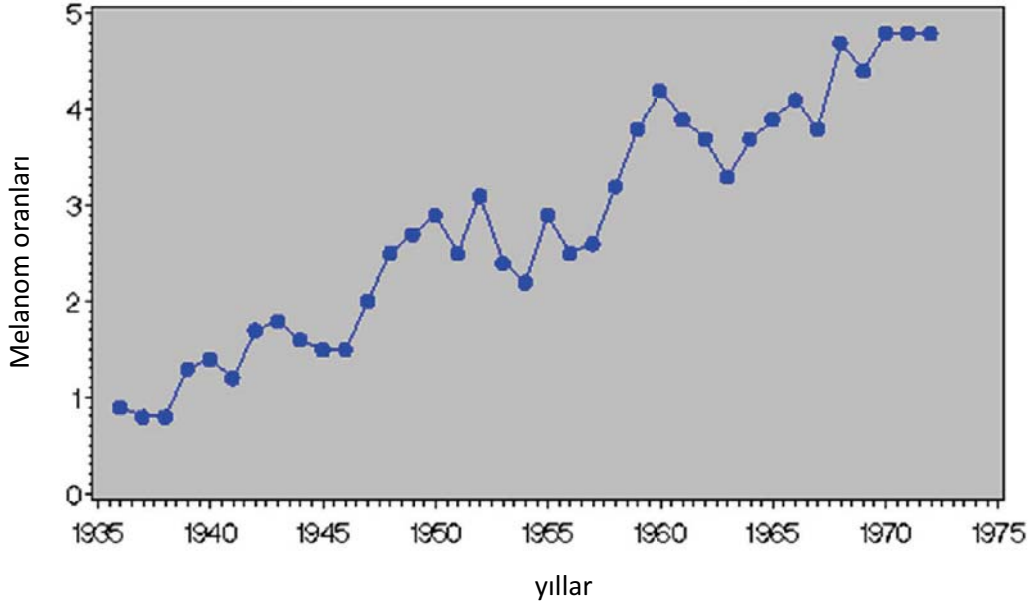
1.3.2. Trendli Zaman Serisi Bileşenleri

Zaman serilerinde trendli kalıplar genelde seride uzun süreli artışlar veya azalışları yansıtır. Trend değişimleri bir serinin adeta ortalaması gibidir. Trend herhangi bir zaman serisinde uzun dönemli hareketleri gösterdiğinden trendin ortaya çıkabilmesi için yaklaşık 15 ile 18 yıllık bir döneme ihtiyaç vardır.¹² Şekil 2'de trendli zaman serilerine uygun bir grafik verilmiştir.

¹¹ Sevüktekin ve Nargeleçekenler, s. 12.

¹² Sevüktekin ve Nargeleçekenler, s. 13.

Şekil 2: Trendli Zaman Serisi



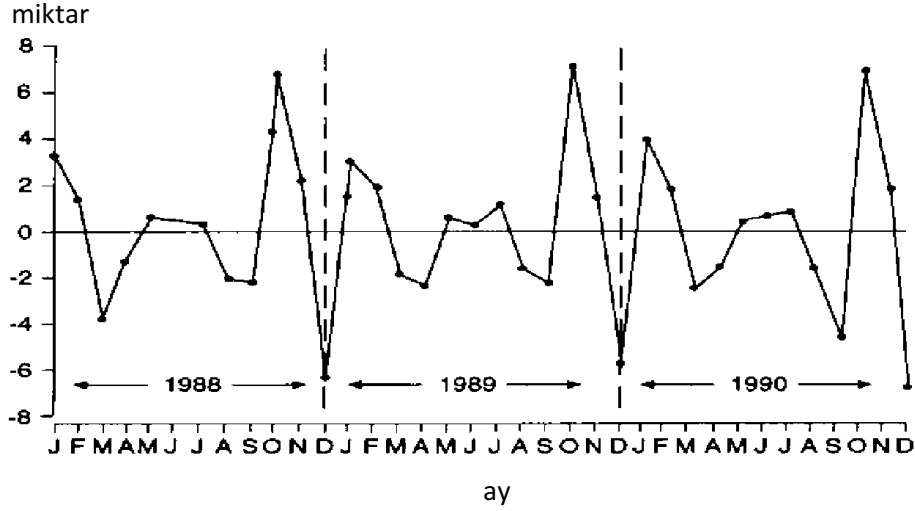
Kaynak: SAS/ETS Examples,
<http://support.sas.com/rnd/app/examples/ets/melanoma/index.htm>, (09.10.2011)

1.3.3. Mevsimsel Zaman Serisi Bileşenleri

Mevsimin etkisinde olan değişkenler yılın bazı dönemlerinde diğerlerine oranla daha yüksek veya daha düşük değerlere ulaşırlar. Örneğin, bir yılın belirli dönemlerinde soğuk içeceklerin tüketiminin artması veya azalması, bazı dönemlerde doğalgaz kullanımının artması veya azalması, sıcaklık, düşen yağmur miktarı vs. gibi zaman serilerinde dönemsel olma özelliğine sahip olsalar bile ardışık dönemlerde tam olarak tekrarı söz konusu olmayabilir. Belirli aralıklarla gerçekleştiği bilinen mevsimsel dalgalanmalardır. Bir yıldan daha az bir periyodun düzenli dalgalanmalarını tanımlar.¹³ Mevsimsel zaman serileri için Şekil 3'de uygun bir grafik verilmiştir.

¹³ Sevüktekin ve Nargeleçekenler, s. 14.

Şekil 3: Mevsimsel Zaman Serileri



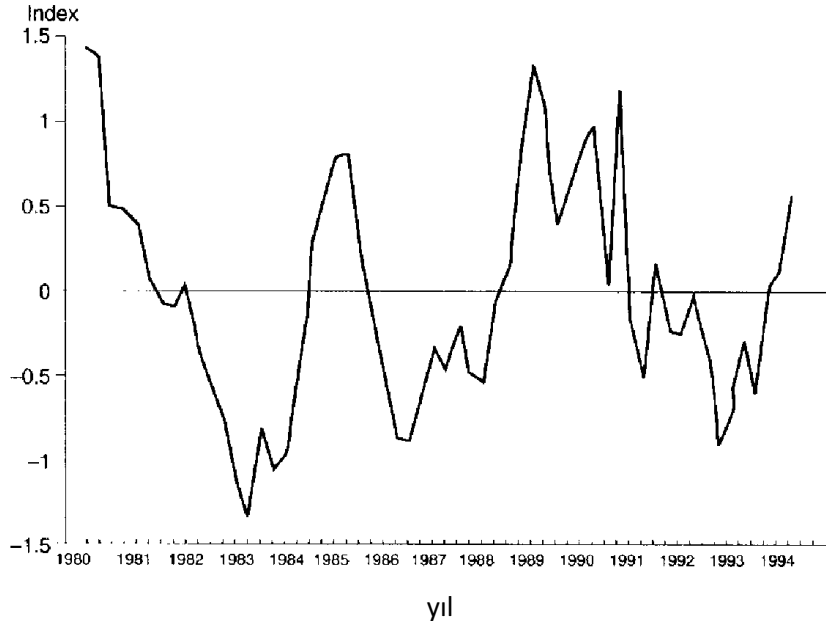
Kaynak: <http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?articleid=850638&show=html>
(09.10.2011)

1.3.4. Konjonktürel Zaman Serisi Bileşenleri

Konjonktürel hareketler daha çok ekonominin veya sektörlerin refah ya da durgunluk (ekonomik kriz) dönemlerini içeren değişimlerdir. Refah dönemlerinde yatırımlar, üretimler, gelirler ve satışlar gibi ekonomik göstergeler bir süre için artış gösterir ve durgunluk dönemlerinde ise düşmeler baş gösterir. Daha sonra durgunlaşmanın ardından tekrar ekonomide bir canlanma olur. Genelde konjonktürel hareketler periyodik olmayan fakat 5 ile 8 yıllık dalgalanmalar ile tekrarlanır.¹⁴ Şekil 4'de konjonktürel zaman serisi için uygun bir grafik verilmiştir.

¹⁴ Sevüktekin ve Nargeleşkenler, s. 16.

Şekil 4: Konjonktürel Zaman Serileri



Kaynak: Journal of Property Finance, <http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?articleid=845738&show=html>, (09.10.2011)

1.4. DÜZENSİZ ZAMAN SERİSİ BİLEŞENLERİ

Serinin diğer bileşenleri tarafından açıklanan rasgele ya da düzensiz gürültü artıklarından arta kalanlardır.

Trend ve mevsimlik aslında kavramsal olarak farklı olmasına rağmen karıştırılır. t zamanındaki serilerin değeri $t-1$ zamanındaki değerine bağlıdır ve trend ile periyodik bileşenlerin ayıramayacak şekilde karışmıştır. Bu nedenle birini diğerinden ayırmak mümkün değildir.

1.5. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

Bir seriye ait gözlemlerin dizisi örneğin saat başı sıcaklıkların ölçülmesi, günlük hisse senedi fiyatları, haftalık stokların takibi, aylık motorin tüketimi veya yıllık büyüme oranları zamanın düzenli aralıklarında derlenir ve toplanır. Geleneksel istatistiksel analizlerin kullanıldığı tekniklerde zaman serisi gözlemlerinin bir sırasının önemi yoktur. İstatistiksel analizlerde bir ana kütle için özellikleri hakkında bilgiler sunulurken tahmincilerin matematiksel yapıları açısından bu verilerin sıralı olup olmaması çok fazla önem arz etmez. Örneğin, bir serinin basit aritmetik ortalaması

veya varyansının hesaplanmasında, gözlemlerin sırası karıştırılsa bile tahminci yine aynı sonucu üretir. Oysa zaman serileri analizlerinde verilerin sırasının önemi büyüktür.¹⁵

1.6. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİNİN İKİ METODU: FREKANS ALANI VE ZAMAN ALANI

Zaman serisi analizi kabaca frekans alan metodları ve zaman alan metodları olarak iki metoda bölünebilir.

Temel frekans alan analizleri modelinde, X_t zaman serileri rasgele genişlikler ile bağımsız değişken kosinüs(cos) ve sinüs(sin) farklarının toplamı gibi ifade edilir.

$$X_t = \mu + \sum_j [Y_j \cos(2\pi f_j t) + Z_j \sin(2\pi f_j t)]$$

X_t , Y ve Z gibi ortalaması sıfır ve varyansı σ^2 olan korelasyonsuz rassal değişkenler şeklinde yazılabilir. Frekanslar $f_1, f_2, f_3, \dots, \Delta f$ küçük aralıklarla eşit olarak ayrılmıştır. Analizin amacı, X_t 'nin varyansının, değişken frekansının salınımı boyunca nasıl dağıldığını görmektir. Analizin tekniği hayali analiz olarak adlandırılır.

Zaman alan metodları, bir seri ve geçmişi arasında ilişkilerin gecikmesinin doğrudan doğruya modellenmesine dayandırılır.¹⁶

1.7. STOKASTİK SÜREÇLER

Zamana göre sıralanmış rasgele değişkenlerin toplanması stokastik süreçler olarak adlandırılır. Stokastik kelimesi yunan kökenlidir. Kesikli ve sürekli olmasına bağlı olarak farklı sembollerle gösterilir. Süreç sürekli ise $Y(t)$, kesikli ise Y_t ile gösterilir.¹⁷

Bir stokastik süreci tahmin etmenin bir yolu t_1, t_2, \dots, t_n gibi bir veri setinin $Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n}$ birleşik olasılık dağılımını tanımlamaktır. Stokastik süreci tanımlamanın diğer yolu ise momentlerini oluşturmaktır. Bu momentler; ortalama, varyans ve otokovaryans fonksiyonları olarak adlandırılan birinci ve ikinci momentlerdir. Buna göre Y_t değişkeninin birinci momenti ortalama, ikinci momenti varyans olacaktır.

$$\text{Ortalama } \mu_t = E(Y_t)$$

$$\text{Varyans } \sigma_t^2 = \text{Var}(Y_t)$$

¹⁵ Sevüktekin ve Nargeleçekenler, s. 41.

¹⁶ Madala, s. 514.

¹⁷ Gujarati, s. 796

Y_{t_1} ile Y_{t_2} arasındaki otokovaryans;

$$\text{Otokovaryans } \gamma_{t_1,t_2} = \text{Cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}) = E[(Y_{t_1} - \mu_{t_1})(Y_{t_2} - \mu_{t_2})]$$

şeklinde yazılabilir.

Eğer, Y_t normal dağılıma sahip ise Y_t 'nin dağılımı Gaussian süreç olarak adlandırılır. Dolayısıyla birinci ve ikinci momentler kullanılarak Y_t 'nin özellikleri belirlenebilir.¹⁸

1.8. DURAĞANLIK VE DURAĞAN DIŞILIK

Zaman serilerinde süreç genel tanımıyla durağan ve durağan dışı olarak, durağanlık kavramı ise kendi içinde zayıf ve tam durağan olarak ikiye ayrılır.

1.8.1. Tam Durağanlık

Stokastik süreçleri tanımlamanın bir yolu Y_t değişkenlerinin joint dağılımını tanımlamaktır. Bu işlem çok karmaşık olduğundan uygulamalarda kullanılmaz. Bunun yerine genellikle Y_t değişkenlerinin birinci ve ikinci momentleri kullanılır.

$t_1=t_2=t$ olduğu zaman otokovaryans sadece $\sigma^2(t)$ 'dir. Stokastik süreçlerin önemli bir türü "durağan stokastik süreçler" dir. Eğer, $Y_{(t_1)}, Y_{(t_2)}, \dots, Y_{(t_n)}$ n gözlemlerinin herhangi bir setinin joint dağılımı, bütün n ve k için $Y_{(t_1+k)}, Y_{(t_2+k)}, \dots, Y_{(t_n+k)}$ 'nin joint dağılımı gibi ise zaman serisi tam durağandır denilebilir.

Tam durağanlığın yukarıdaki bütün özellikleri, n'in bütün değerleri için geçerlidir. n=1 ise, tüm t'ler için $\mu_t = \mu$ ve $\sigma^2(t) = \sigma^2$ bir sabit alınabilir. Ayrıca, eğer n=2 alınırsa, Y_{t_1} 'nin joint dağılımının sonucu elde edilir ve Y_{t_2} , $Y_{(t_1+k)}$ ve $Y_{(t_2+k)}$ ile aynıdır. $t_1+k=t_2$ yazıldığında, Y_{t_2} ve $Y_{(t_2+k)}$ 'nin dağılımı aynı olduğu görülür. Böylece, gecikme diye adlandırılan (t_2-t_1) farkı üzerine bağımlı olur. $k=t_2-t_1$ gecikme olduğu yerdeki $\gamma(k)$ gibi otokovaryans fonksiyonu $\gamma(t_1, t_2)$ 'i yazılabilir. Böylece k gecikmede otokovaryans katsayısı $\gamma(k) = \text{Cov}[Y_t, Y_{(t+k)}]$ olur. $\gamma(k)$ otokorelasyon fonksiyonu olarak adlandırılır ve "acvf" olarak kısaltılır. $\gamma(0)$, σ^2 'nin varyansıdır.¹⁹

Otokovaryans katsayıları Y_t 'nin ölçü birimlerine bağlı iken, otokorelasyon katsayıları ölçü birimlerine bağlı değildir. $\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_{t+k}) = \sigma^2 = \gamma_0$ olduğundan k gecikmede otokorelasyon katsayısı;

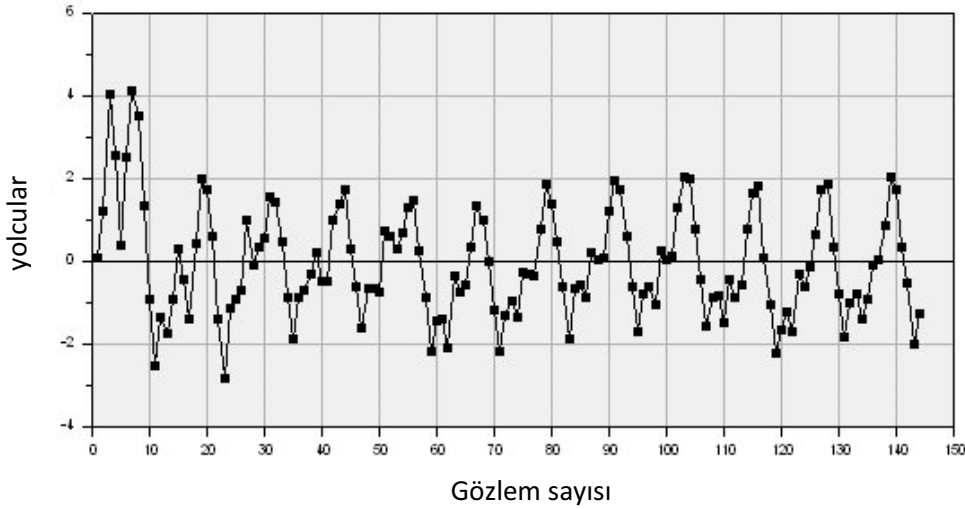
¹⁸ Sevüktekin ve Nargeleçekenler, s.56

¹⁹ Madala, s. 515

$$\rho(k) = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

ile hesaplanır ve $\rho(k)$ otokorelasyon fonksiyonu olarak adlandırılır. Burada k gecikme sayısıdır.²⁰

Şekil 5: Yolcu Sayılarının Zaman Serileriyle Gösterimi (Durağan Zaman Serileri)



Kaynak: <http://www.dtrek.com/TimeSeries.htm> (09.10.2011)

Şekil 5'de tam durağan olduğu bilinen ve ulaşım aracı olarak tren kullanan yolcu sayısı ile zaman dağılımı verilmiştir.

1.8.2. Zayıf Durağanlık

Y_t 'nin tam durağan zaman serisi dağılımı için t 'den bağımsızdır. Bu nedenle ortalaması sıfır ve varyansı sabittir. Bütün yüksek sıralı momentler t 'den bağımsızdır. $Y_{t1}, Y_{t2}, Y_{t3}, \dots$ değişkenlerinin herhangi bir kombinasyonun joint dağılımının bütün yüksek sıra momentleri bu yüzden vardır. Pratikte bu çok güçlü bir yaklaşımdır ve durağanlığı tanımlamada kullanışlıdır. Bu tanımlama sadece birinci ve ikinci momentler cinsindedir.

Bir zaman serisi eğer ortalaması sabit ve otokovaryans fonksiyonu(ACVF) sadece gecikmeye bağımlı ise zayıf durağandır.

$$E[X(t)]=\mu \quad \text{ve} \quad \text{cov}[X(t),X(t+k)]=\gamma(k)$$

²⁰ Sevüktekin ve Nargeleçekenler, s. 60.

Yüksek sıralı momentler hakkında hiçbir yaklaşım yoktur. Bu nedenle, zayıf durağan zaman serileri için kullanılan alternatif terim(dönem), kovaryans(Cov) durağan veya ikinci sıralı durağandır.²¹

Eğer süreç zayıf durağan veya kovaryans durağan ise Y_t ile Y_{t+k} arasındaki kovaryans, gözlemlerin tarihini belirten t 'ye değil, gözlemlerin zaman ayrımı uzunluğuna yani k gecikme uzunluğuna bağlıdır. Bir kovaryans durağan süreç için γ_k ile γ_{-k} aynı öneme sahiptir. Dolayısıyla herhangi bir kovaryansın durağan süreci simetrik olduğundan bütün tam sayı k 'lar için $\gamma_k = \gamma_{-k}$ yazılabilir.²²

1.8.3. Durağan-Dışılık

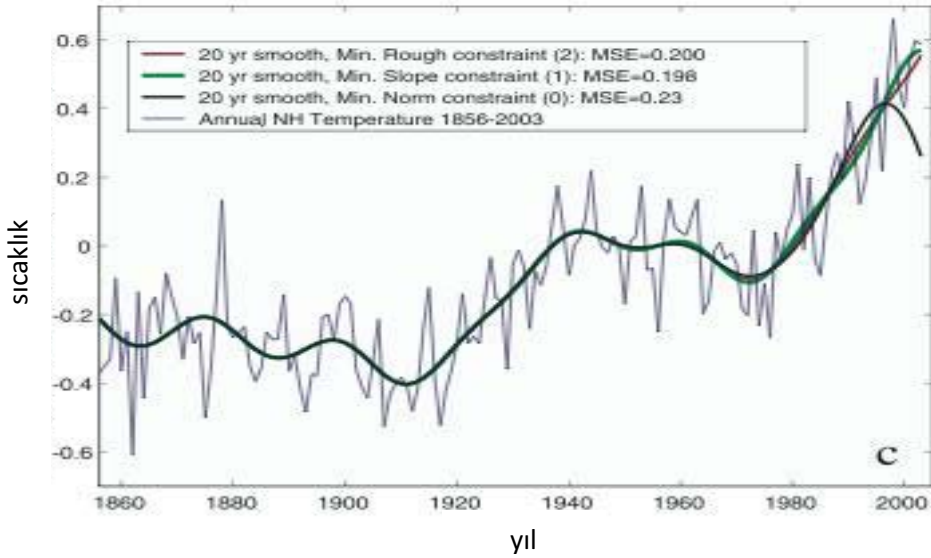
Zaman serileri analizinde, sadece durağan zaman serileri yer almaz. Aslında, birçok zaman serisinde durağanlıktan daha fazla durağan-dışılıkla karşılaşılır. Basit durağan-dışı zaman serisi modeli $X_t = \mu_t + e_t$ dir. μ_t , ortalama ve zamanın bir fonksiyonu, e_t ise durağan serinin hatasıdır. μ_t , t 'nin yani zamanın doğrusal bir fonksiyonu(doğrusal trend) veya t 'nin kuadratik bir fonksiyonu(parabolik trend) olabilir.²³ Şekil 6'da durağan-dışı zaman serisinin gösterimi için uygun olan yıllara göre ölçülmüş sıcaklık değerlerinin grafiği verilmiştir.

²¹ Madala, s. 517

²² Madala, s. 517

²³ Madala, s. 518

Şekil 6: Yıllara Göre Sıcaklık Ölçümlerinin Zaman Serileriyle Gösterimi(Durağan-dışı Zaman Serileri)



Kaynak: <http://www.meteo.psu.edu/~mann/shared/research/smooth04.png> (09.10.2011)

1.9. FARK DENKLEMLERİ

Zaman serisi modellerini uygun tahmin etme yöntemlerinden birisi de fark denklemleri teknikleridir. Fark denklemlerinde modelde değişken veya değişkenlerin gecikmeli değerleri yer alır.

Fark denklemlerini incelemek için Y değişkenini zamanın(t) bir fonksiyonu olarak tanımlandığında aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_t = f(t)$$

Y , t 'nin tüm değerleri için yazılırken, m dönemlik bir azalış incelendiğinde,

$$Y_{t-m} = f(t - m)$$

m dönemlik artış incelendiğinde,

$$Y_{t+m} = f(t + m)$$

Y 'nin bir dönem ilerisi için farkı alındığında,

$$Y_{t+1} - Y_t = f(t + 1) - f(t)$$

şeklinde yazılabilir. Bu denklem daha kısa şekilde de yazılabilir. Genel literatürde geriye doğru fark alma sembolü " ∇ ", ileriye doğru fark alma sembolü " Δ " olduğundan yola çıkarak aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\Delta Y_{t^*+m} = Y_{t^*+m} - Y_{t^*}$$

Daha da kısa bir ifadeyle,

$$\Delta f(t + m) = f(t + h) - f(t)$$

yazılabilir. Y için t'nin ardışık farkları alınmaya başladığında birinci farkı,

$$\Delta Y_t = f(t) - f(t-1) = Y_t - Y_{t-1}$$

$$\Delta Y_{t+1} = f(t+1) - f(t) = Y_{t+1} - Y_t$$

... ..

$$\Delta Y_{t+m} = f(t+m) - f(t+m-1) = Y_{t+m} - Y_{t+m-1}$$

dır. İkinci farkı ise alınan birinci farkın tekrar farkının alınmasını ifade eder. Yani, ikinci fark $\Delta(\Delta Y_t) = \Delta^2 Y_t$ 'dir. Açılımı aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\Delta^2 Y_t = \Delta(Y_t - Y_{t-1}) = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2})$$

$$\Delta^2 Y_{t+1} = \Delta(Y_{t+1} - Y_t) = (Y_{t+1} - Y_t) - (Y_t - Y_{t-1})$$

... ..

$$\begin{aligned} \Delta^2 Y_{t+m} &= \Delta(Y_{t+m} - Y_{t+m-1}) = (Y_{t+m} - Y_{t+m-1}) - (Y_{t+m-1} - Y_{t+m-2}) \\ &= Y_{t+m} - 2Y_{t+m-1} + Y_{t+m-2} \end{aligned}$$

Fark denkleminin açılımda katsayılar fonksiyonunun dereceleri ile yakından ilgilidir. Buradan yola çıkarak $Y_t f(t)$ 'nin farkını almak için pascal üçgeninden yararlanılır. Örneğin n=6 için altıncı farkını almak isteyelim. Bunun için tablo 1'den yararlanıldığında aşağıdaki denklem elde edilir.

$$\Delta^6 Y_t = Y_t - 6Y_{t-1} + 15Y_{t-2} - 20Y_{t-3} + 15Y_{t-4} - 6Y_{t-5} + Y_{t-6}$$

Tablo 1: Pascal Üçgeni Açılımı

FARK ALMA DERECEŚİ	DENKLEMİN KATSAYISI
0	1
1	1 1
2	1 2 1
3	1 3 3 1
4	1 4 6 4 1
5	1 5 10 10 5 1
6	1 6 15 20 15 6 1
...	...

Kaynak: Sevüktekin ve Nargeleçekenler, a.g.e., s. 84.

Zaman serisi analizlerinde yüksek derecede fark alınması çok karşılaşılan bir durum değildir. Genellikle birinci veya ikinci derece farklar kullanılmaktadır.

Fark denklemini çözümü için aşağıdaki gibi bir regresyon denklemi olduğu kabul edilsin.

$$Y_t = AY_{t-1} + B \quad t = 0,1,2, \dots, T$$

Bu denklemden yola çıkarak A sabitinin 1'e eşit olup olmaması veya fark alma durumuna göre çözüm elde edilir. A ve B sabit değerleri elde edildiğinde Y_0 'ın çözüm

dizisi elde edilebilir. Tablo 2'de fark denkleminde çözüm yöntemlerinde davranışların nasıl olacağı gösterilmiştir.

$$Y_t = \begin{cases} Y_0 + Bt & A = 1 \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \\ A^t Y_0 + B \left(\frac{1 - A^t}{1 - A} \right) & A \neq 1 \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \end{cases}$$

Tablo 2: $Y_t = AY_{t-1} + B$ Fark Denkleminde Çözüm Davranışı

A	B	Y_0	Y_t ($t = 1, 2, \dots, T$)	Çözüm Dizisi Davranışı
$A \neq 1$	-	$Y_0 = Y^*$	$Y_t = Y^*$	Sabit: $Y_t = Y^*$
$A > 1$	-	$Y_0 > Y^*$	$Y_t > Y^*$	$+\infty$ 'a iraksak: monoton artan
$A > 1$	-	$Y_0 < Y^*$	$Y_t < Y^*$	$-\infty$ 'a iraksak: monoton azalan
$0 < A < 1$	-	$Y_0 > Y^*$	$Y_t > Y^*$	Y^* 'a iraksak
$0 < A < 1$	-	$Y_0 < Y^*$	$Y_t < Y^*$	Y^* 'a iraksak
$-1 < A < 0$	-	$Y_0 \neq Y^*$	-	Y^* 'a iraksak
$A = -1$	-	$Y_0 \neq Y^*$	-	Iraksak sonsuz titreşimli
$A < -1$	-	$Y_0 \neq Y^*$	-	Iraksak sonsuz büyüyen titreşimli
$A = 1$	$B = 0$	-	$Y_t = Y_0$	Sabit: $Y_t = Y_0$
$A = 1$	$B > 0$	-	$Y_t > Y_0$	$+\infty$ 'a iraksak: monoton artan
$A = 1$	$B < 0$	-	$Y_t < Y_0$	$-\infty$ 'a iraksak: monoton azalan

Kaynak: Sevüktekin ve Nargeleşkenler, s. 92.

1.10. ZAMAN SERİLERİ İÇİN BAZI KULLANIŞLI MODELLER

Zaman serileri modellerinde kullanılan farklı stokastik türlerinden bazıları;

- 1- Pür Rassal Süreç,
- 2- Rassal Yürüyüş Süreci,
- 3- Ortalama Hareketler Süreci,
- 4- Otoregresif Süreç,
- 5- Hareketli Ortalama Otoregresif Süreç ve

6- Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci.²⁴

1.10.1. Pür Rassal Süreç

Temiz dizi veya beyaz gürültü(white noise) olarak da bilinen pür rassal süreç, kesikli bir rassal süreç olan Y_t , bağımsız özdeş dağılım(IID) rassal değişkenlerin bir dizisini içerdiğinde geçerlidir. Sürecin rassal değişkenleri sabit bir ortalama ve varyansa sahiptir. Sürecin kovaryansı $k \neq 0$ için 0'dır.

$$\text{Ortalama } E(\varepsilon_t)=0$$

$$\text{Varyans } \text{Var}(\varepsilon_t)=\sigma^2$$

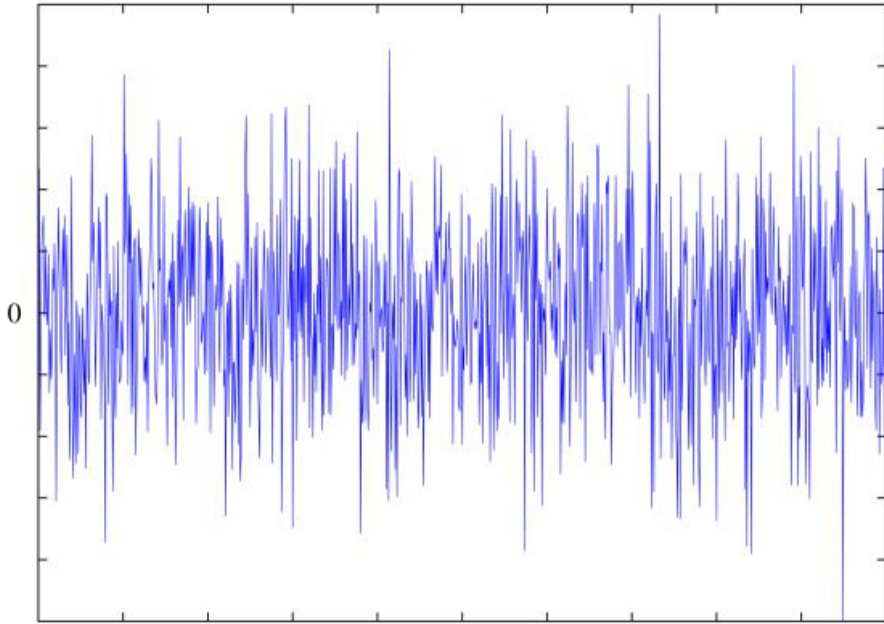
$$\text{Kovaryans } \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k})=0=\gamma_k \quad k \neq 0 \quad \text{ACVF}$$

Otokorelasyon fonksiyonu(ACF)

$$p(k) = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$$

Pür rassal sürecin durağan olduğu varsayılır. Yani serinin ortalaması zamandan bağımsızdır. Şekil 8'de konuya uygun grafik verilmiştir.

Şekil 7: Pür Rassal Süreç



Kaynak: White Noise, <http://en.wikipedia.org/wiki/File:White-noise.png>, (09.10.2011)

²⁴ Madala, s. 517.

1.10.2. Rassal Yürüyüş Süreci

Stok fiyatlarının davranışlarını tanımlamada sıkça kullanılan bir süreçtir (rassal yürüyüş teorisine bazı karşıt görüşler olmasına rağmen). Eğer

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ise, süreç (Y_t) rassal yürüyüşdür denilebilir. (ε_t), μ ortalamalı ve σ^2 varyanslı pür rassal seri olduğu varsayılır.

Y_0 sifıra eşittir. Sürecin çıkarımı aşağıdaki gibi yapılabilir.

$$Y_1 = \varepsilon_1$$

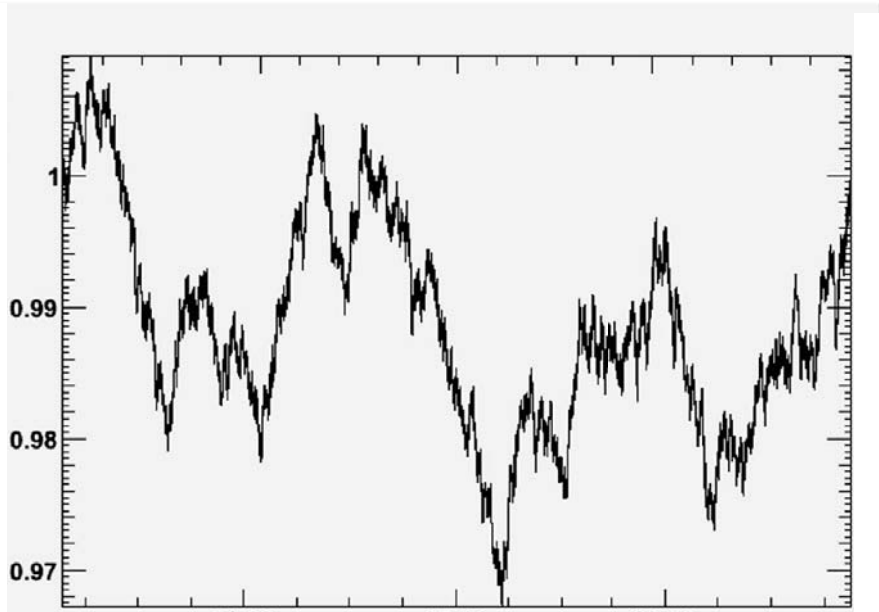
$$Y_2 = Y_1 + \varepsilon_2 = \varepsilon_1 + \varepsilon_2$$

bu yazıma üst üste devam edildiğinde ε_t 'lerin toplamı olacağından,

$$Y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

şeklinde formüle edilebilir. Bundan dolayı $E(Y_t) = t\mu$ ve $var(Y_t) = t\sigma^2$ olur. Ortalama ve varyans t ile değiştiği için, süreç durağan değildir. Fakat alınan ilk fark durağan olur.²⁵ Şekil 9'da rassal yürüyüş süreciyle ilgili bir grafik verilmiştir.

Şekil 8: Rassal Yürüyüş Süreci



Kaynak: Markov property of the extremes in the binned random walk time series, <http://forexautomaton.com/research/53-forex-trading-system-are-we-there-yet/4603-markov-property-of-the-extremes-in-the-binned-random-walk-time-series> (09.10.2011)

²⁵ Madala, s. 518.

1.10.3. Hareketli Ortalama Süreç (Ma)

(ε_t) , sıfır ortalama ve σ^2 varyanslı pür rassal süreç olduğu varsayalım. Y_t süreci aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$Y_t = \beta_0 \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_n \varepsilon_{t-n}$$

Bu tanımlama “n sıralı ortalama hareket süreci” olarak adlandırılır ve MA(n) şeklinde gösterilir. ε 'ler gözlenemeyen değişkenler olduğu için ölçüm yapılır ve bu nedenle $\beta_0 = 1$ dir. Tüm t'ler için $E(\varepsilon_t) = 0$ olduğunda, $E(Y_t) = 0$ olur. Ayrıca ε_t , mevcut varyans σ^2 ile bağımsız olduğu için, $var(Y_t) = (\sum_{i=0}^n \beta_i^2) \sigma^2$ olur. ε 'lerin terimleri içinde Y_t ve Y_{t-1} ifadeleri yazıldığında ve uygun terimler alındığında (ε 'ler bağımsız olduğunda),

$$\begin{aligned} \gamma(k) &= cov(Y_t, Y_{t-k}) \\ &= \begin{cases} \sigma^2 \sum_{i=0}^{n-k} \beta_i \beta_{i+k} & k = 0, 1, 2, \dots, n \\ 0 & k > n \end{cases} \end{aligned}$$

elde edilir. Ayrıca $cov(Y_t, Y_{t+k})$ göz önüne alındığında aynı ifade elde edilir.

Bundan dolayı, $\gamma(-k) = \gamma(k)$ dir. acf $\gamma(k)$ 'nin $var(Y_t)$ 'ye bölünmesiyle elde edilir.

İfadeyi kolaylaştırmak için gecikme operatörü L kullanıldığında, Bütün j'ler için $L^j Y_t = Y_{t-j}$ tanımlanır. Böylece $LY_t = Y_{t-1}$, $L^2 Y_t = Y_{t-2}$, $L^{-1} Y_t = Y_{t+1}$ olur ve bu ifade böyle devam eder.²⁶

Bu notasyon ile MA(n) süreci aşağıdaki gibi yazılabilir. ($\beta_0 = 1$)

$$Y_t = (1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_n L^n) \varepsilon_t = \beta(L) \varepsilon_t$$

L'de polinom n köklere sahiptir ve aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_t = (1 - \pi_1 L)(1 - \pi_2 L) \dots (1 - \pi_m L) \varepsilon_t$$

$\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n$ de klemi kökleridir.

$$Y^n = \beta_1 Y^{n-1} + \dots + \beta_n = 0$$

Modeli tahmi ettikte so ra, $[\beta(L)]^{-1}$ 'e yakı samayı sağlaya $\varepsilon_t = [\beta(L)]^{-1} x_t$ 'de artıkları hesapla abilir. Bu durum “tersi irlik (tersi ir bir olayı özelliği) koşulu” olarak adla dırılır. Tersi irlik içi koşul, tüm i^2 'ler içi $|\pi_i| < 1$ dir. Bu, MA() süreci i bir AR(∞) süreci gibi yazılabileceği i ima eder.

Ör eği , MA(2) süreci içi ,

$$X_t = (1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2) \varepsilon_t$$

26 Madala, s. 519.

π_1 ve π_2 , kuadratik de klem $Y^2 + \beta_1 Y + \beta_2 = 0$ 'ı kökleridir.

$|\pi_1| < 1$ koşulu da yola çıkarak

$$\left| \frac{-\beta_1 \pm \sqrt{\beta_1^2 - 4\beta_2}}{2} \right| < 1$$

elde edilir.

$$\beta_1 + \beta_2 > -1$$

$$\beta_2 - \beta_1 > -1 \quad (6)$$

$$|\beta_2| < 1$$

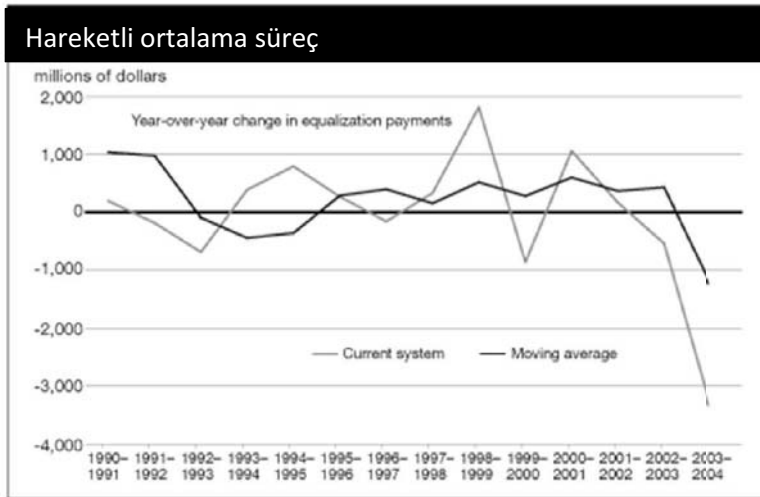
(so durum $\beta_2 = \pi_1 \pi_2$ 'de türetilmiştir. İlk iki durum ise, $\beta_1^2 - 4\beta_2 > 0$ 'da türetilmiştir. $(\beta_1^2 - 4\beta_2) < (2 + \beta_1)^2$ ya da $(\beta_1^2 - 4\beta_2) < (2 - \beta_1)^2$)

Hareketli ortalama süreçler genellikle ekonometride, trendi yok etme metodları da ortaya çıkar. Trendi yok etme (elimini asyo) için sıkça kullanılan bir yöntem, Y_t zaman serisi için ardışık farkları alınmasıdır.

$$Y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \varepsilon_t$$

Eğer ε_t pür rassal süreç ise, Y_t için ardışık farkları trendi yok edecektir. Fakat seri için sadece hareketli ortalama sürecidir. Trendi elimini asyo serisi, orijinal seride olmasa bile herhangi bir seriyle gösterilebilir. Bu yapay seri olgusu Slutsky etkisi olarak bilinir.²⁷ Şekil 10'da hareketli ortalama süreç ile ilgili ödemeler değişimi gösteren bir grafik verilmiştir.

Şekil 9: Hareketli Ortalama Süreç



Kaynak: Department of Finance Canada, <http://www.finance.gc.ca/budget04/bp/bpa6-english.asp>, (09.10.2011)

²⁷ Madala, s. 520.

1.10.4. Otoregresif Süreçler

(ε_t) ' i yi e sıfır ortalama ve σ^2 varyans ile pür rassal süreç olduğu varsayılısı . Aşağıda verilen de klem Y_t süreci için otoregresif süreç olarak adlandırılır.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_r Y_{t-r} + \varepsilon_t$$

r sıralı bir otoregresif süreçtir ve AR(r) ile gösterilir.

Gecikme operatörü L' i terimi, AR süreci için aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_t = (\alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_r L^r) Y_t + \varepsilon_t$$

ya da

$$(1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_r L^r) Y_t = \varepsilon_t$$

ya da

$$Y_t = \frac{1}{1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_r L^r} \varepsilon_t$$
$$= \frac{1}{(1 - \pi_1 L)(1 - \pi_2 L) \dots (1 - \pi_r L)} \varepsilon_t$$

burada $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_r$ de klemi kökleridir.

$$Y^r - \alpha_1 Y^{r-1} - \alpha_2 Y^{r-2} - \dots - \alpha_r = 0$$

Y_t ' i varyansı tüm i'ler için $|\pi_i| < 1$ dir. acv' u bulmak için $Y_t = (\alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_r L^r) Y_t + \varepsilon_t$ de klemi kullanılabilir. Fakat bu ifade çok karışıktır. Alteratif yöntem, süreci durağa olduğu varsaymak ve $p(k)$ i e olduğu bakmaktır. Bu işlemi yaparken, de klem Y_{t-k} ile çarpılır, tüm terimleri olasılığı alınır ve $\text{var}(Y)$ 'ye bölünür. Bu da aşağıdaki gibi bir eşitlik sağlar.

$$p(k) = \alpha_1 p(k-1) + \dots + \alpha_r p(k-r)$$

[$k=1,2,\dots,r$ ve $p(k)=p(-k)$ ve r parametreleri a_1, a_2, \dots, a_r belirlemek için de klemi elde edilir.]. Bu eşitlik(de klem) Yule-Walker de klemi olarak bilinir.²⁸

Bu prosedürü(yöntemi) tanımlamak için AR(2) süreci göz önüne alınırsa aşağıdaki de klem elde edilir.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

burada π_1 ve π_2 de klemi kökleridir.

$$Y^2 - \alpha_1 Y - \alpha_2 = 0$$

böylece $|\pi_1| < 1$ yeri e aşağıdaki ifade yazılabilir.

$$\left| \frac{\alpha_1 \pm \sqrt{\alpha_1^2 - 4\alpha_2}}{2} \right| < 1$$

²⁸ Madala, s. 521.

burada yola çıkarak,

$$\alpha_1 + \alpha_2 < 1$$

$$\alpha_1 - \alpha_2 > 1$$

$$|\alpha_2| < 1$$

yazılabilir.

AR(2) süreci de, Yule-Walker denklemleri kullanarak elimeli $p(k)$ da elde edilebilir.

$$\begin{aligned} p(0) &= 1 \text{ ve } p(1) = \alpha_1 p(0) + \alpha_2 p(-1) \\ &= \alpha_1 p(0) + \alpha_2 p(1) \text{ ya da } p(1) = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2} \end{aligned}$$

olduğu da dolayı, burada ;

$$\begin{aligned} p(1) &= \alpha_1 p(1) + \alpha_2 p(0) = \frac{\alpha_1^2}{1 - \alpha_2} + \alpha_2 \\ p(2) &= \alpha_1 p(2) + \alpha_2 p(1) = \frac{\alpha_1(\alpha_1^2 + \alpha_2)}{1 - \alpha_2} + \alpha_1 \alpha_2 \end{aligned}$$

elde edilir.

AR(2) süreci i dikkate alarak aşağıdaki gibi bir örnek ele alalım .

$$Y_t = 1.0Y_{t-1} - 0.5Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

Burada $a_1 = 1,0$ ve $a_2 = -0,5$ dir. $a_1^2 + 4a_2 < 0$ için kökler birleşiktir ve $p(k)$ si üs formu olacaktır. $p(k)$ türetmek için uygun metod, tekrarlı ilişki kullanmaktır(bu metod "Yule-Walker ilişkisi" olarak da bilinir).

$$p(k) = p(k - 1) - 0.5p(k - 2)$$

$p(0)=1$ ve $p(1) = \frac{\alpha_1}{(1-\alpha_2)} = 0.6666$ olduğu da , burada hareketle,

$$p(2) = 0.1666 \quad p(3) = -0.1666$$

$$p(4) = -0.25 \quad p(5) = -0.1666$$

$$p(6) = -0.0416 \quad p(7) = 0.0416$$

$$p(8) = 0.0624 \quad p(9) = 0.0416$$

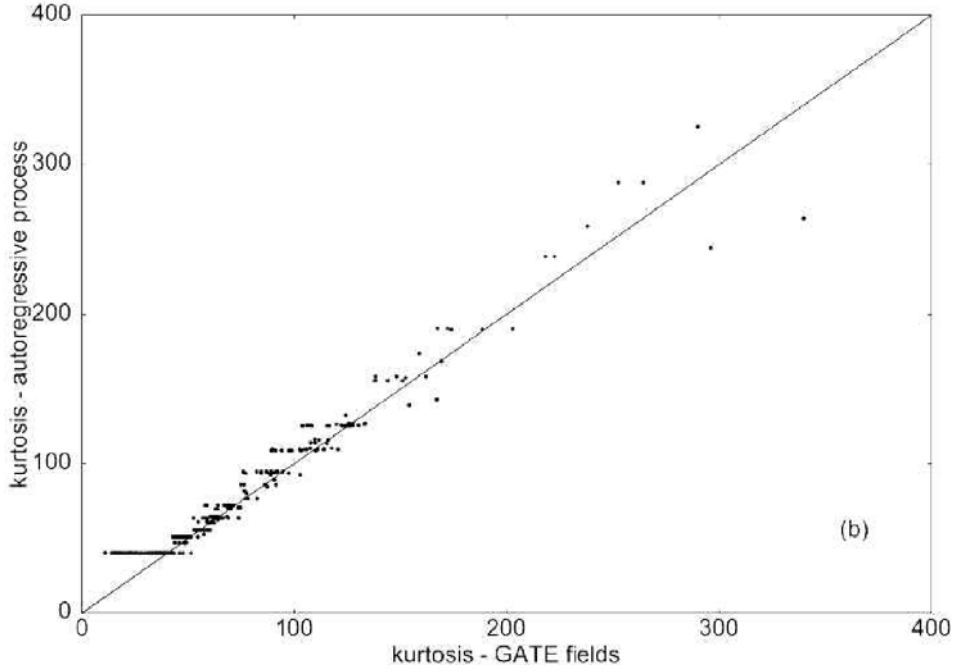
$$p(10) = 0.0104 \quad p(11) = -0.0104$$

$$p(12) = -0.0156 \quad p(13) = -0.0104$$

Bu metod eğer kökler gerçek veya kompleks ise kullanılabilir.²⁹ Şekil 11'de otoregresif süreçler ile ilgili bir grafik verilmiştir.

²⁹ Madala, s. 522.

Şekil 10: Otoregresif Süreçler



Kaynak: http://www.ambientegeografia.it/didattica/lezioni/lezione/idro_meteo/Refldromet5/Fig8b.jpg, (09.10.2011)

1.10.5. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreç

AR ve MA modelleri i beraber yer aldıkları sürece otoregresif hareketli ortalama (ARMA) süreçler de ir.³⁰ Bir ARMA(p,q) model aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q}$$

Burada (ε_t) , sıfır ortalamalı ve σ^2 varyanslı pür rassal süreçtir. Bu metotlar için hareketli ortalaması yüksek sıralı AR(p) veya MA(q) süreçleri i yede gösterimdir.

Gecikme operatörü L kullanılarak ifade aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\varphi(L)Y_t = \theta(L)\varepsilon_t$$

Burada $\varphi(L)$ ve $\theta(L)$, p ve q sıraları i polinomlarıdır ve sırasıyla aşağıdaki gibi tanımlanır.³¹

$$\varphi(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\theta(L) = 1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q$$

Durağanlık için, birim döemi dışı da uza a $\varphi(L) = 0$ 'ı birim kökleri e ihtiyaç vardır. MA bileşeni i tersi irliği için, birim döem dışı da uza a $\theta(L)$ ' i

³⁰ Madala, s. 522.

³¹ Madala, s. 523.

kökleri e ihtiyaç vardır. Örneği , ARMA(2,2) süreci için , bu koşullar yukarıdaki deklemlerde verilmiştir. Bir ARMA modeli acf ve acvf'si, AR ve MA modelleri de daha karışıktır.

ARMA(1,1) süreci için acf türetilsi .

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1}$$

Gecikme operatörü L' i terimi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_t - \alpha_1 Y_{t-1} = \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1}$$

ya da

$$(1 - \alpha_1 L)Y_t = (1 + \beta_1 L)\varepsilon_t$$

ya da

$$\begin{aligned} Y_t &= \frac{1 + \beta L}{1 - \alpha L} \varepsilon_t \\ &= (1 + \beta L)(1 + \alpha L + \alpha^2 L^2 + \dots) \varepsilon_t \\ &= [1 + (\alpha + \beta)L + \alpha(\alpha + \beta)L^2 + \alpha^2(\alpha + \beta)L^3 + \dots] \varepsilon_t \end{aligned}$$

(ε_t) σ^2 varyans ile pür rassal süreç olduğu için aşağıdaki gibi elde edilir.

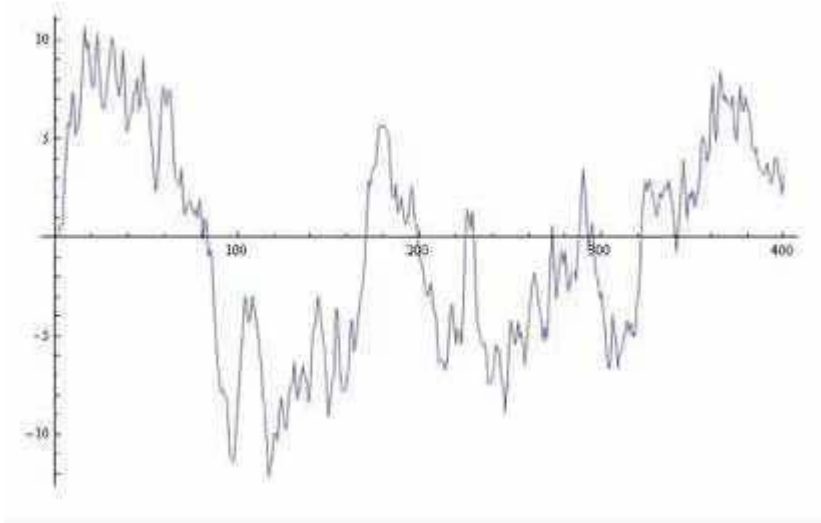
$$\begin{aligned} \text{var}(Y_t) &= [1 + (\alpha + \beta)^2 + \alpha^2(\alpha + \beta)^2 + \dots] \sigma^2 \\ &= \left(1 + \frac{(\alpha + \beta)^2}{1 - \alpha^2}\right) \sigma^2 = \frac{1 + \beta^2 + 2\alpha\beta}{1 - \alpha^2} \sigma^2 \end{aligned}$$

Ayrıca,

$$\begin{aligned} \text{cov}(Y_t, Y_{t-1}) &= [(\alpha + \beta) + \alpha(\alpha + \beta)^2 + \alpha^2(\alpha + \beta)^2 + \dots] \sigma^2 \\ &= \left(\alpha + \beta + \frac{(\alpha + \beta)^2 \alpha}{1 - \alpha^2}\right) \sigma^2 \\ &= \frac{(\alpha + \beta)(1 + \alpha\beta)}{1 - \alpha^2} \sigma^2 \\ p(1) &= \frac{\text{cov}(Y_t, Y_{t-1})}{\text{var}(Y_t)} = \frac{(\alpha + \beta)(1 + \alpha\beta)}{1 + \beta^2 + 2\alpha\beta} \end{aligned}$$

elde edilir. $p(k)$ ' i uygun değerleri $k \geq 2$ için $p(k) = \alpha p(k-1)$ tekrarlı ilişkilerde elde edilebilir. Şekil 12'de otoregresif hareketli ortalama süreç ile ilgili bir grafik verilmiştir.

Şekil 11: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreç



Kaynak: <http://i.ytimg.com/vi/v4mzbR-JAC4/0.jpg> (09.10.2011)

1.10.6. Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreç

Uygulamada zaman serileri genellikle durağa -dışıdır. Durağa -dışı seriyi durağa hale getirmede sıkça kullanılan yöntemlerde bir ardışık farklar yöntemidir. $\Delta = 1 - L$ operatörü tanımlıdır. Burada hareketli, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, $\Delta^2 Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ ve bu işlem böyle devam eder. $\Delta^d Y_t$ 'i ARMA(p,q) model tarafından gösterilebilir durağa bir seri olduğu varsayılır. Y_t otoregresif entegre hareketli ortalama (ARIMA) model ARIMA(p,d,q)'yla gösterilebilir. Bu tür modeller entegre modeller olarak adlandırılır. Çünkü bu model farkları d kadar aldığı da model durağa hale gelmektedir. d'inci derecede fark alınarak durağa hale geldiği için "d'inci derecede entegre seri" olarak adlandırılır ve $I(d)$ veya $Y_t \sim I(d)$ şekli de gösterilir. Eğer bir seri d'e kadar fark alınması durağa olmuyorsa seriye "entegre olmayan seri" adı verilir.

1.11. TREND ELİMİNASYON

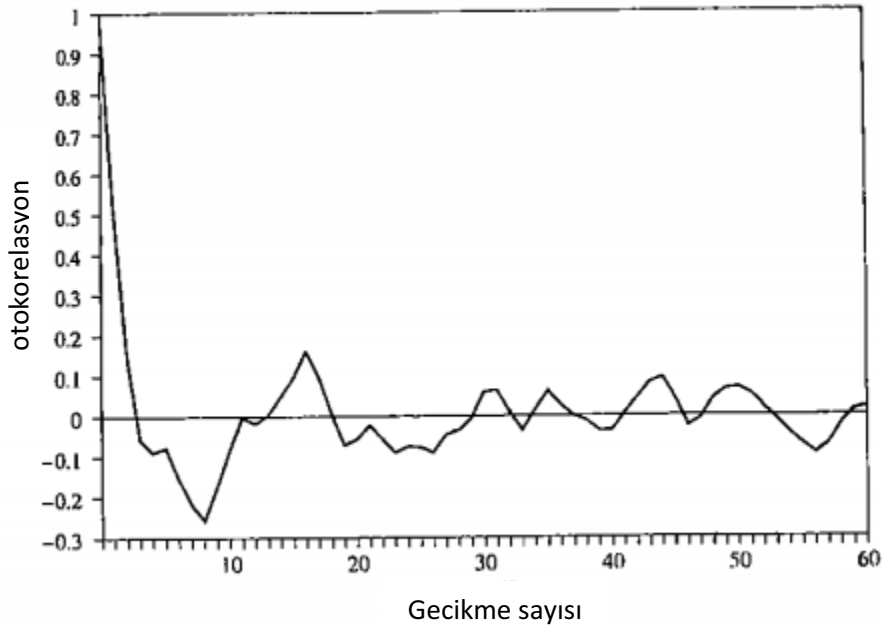
Bu bölümde zaman serisi de bir trend söz konusu olduğu da gelecekteki eksel metod ve iyi uyum testi ile asıl ortada kaldırılacağı ele alınmıştır.

1.11.1. Geleneksel Metod

Box-Jenkins metodu da trende seri i farklı arakarıdırılır. Geleneksel metod ise daha çok hareketli ortalama metodu olarak isimler.³² Bu u bir örneği olarak Beveridge fiyat indeksi verilebilir. Bu fiyat indeksi, 1500 yılı da 1869 yılı a kadar Avrupa' ı merkezi de ve batısı da buğday fiyatı ı tarihsel i celesiyle oluşturulmuştur. Beveridge 31 yılı ortalaması ı bir yüzdesi gibi verile yıllar içi trend-free indeksi i oluşturmuştur. İndeks farklı ülkelerde 50'ye yakı merkezde yapılmıştır. İndeks oluşturulurken ora , verile yılı ortalama yıla bölüerek elde edilmiştir. Bu ora hareketli ortalama method olarak adlandırılır.³³

Şekil 13'de trend-free indeksi i korelogramı verilmiştir. Şekilde seri i durağa olduğu görülmektedir.

Şekil 12: Trend-Free İndeksi i Korelogramı



Kaynak: Madala, s. 534.

1.11.2. İyi Uyum Testi

AR, MA veya ARMA model zaman serileri verildiği de, modeli uygun ve yeterli tanımlanmış verilerle oluşturulduğu u kontrol edilmesi gerekir. Parametre tahmini i sayısı ve uygunluğu u ya sızmada sıklıkla kullanılan iki kriter vardır.

³² W. H. Beveridge, "Weather and Harvest Cycles, **Economic Journal**, Sayı. 31, 1921, s. 429.

³³ Madala, s. 534.

Biri cisi Akaike Bilgi Kriteri, diğeri Schwartz Bayesye Kriteridir. Bayesye Kriteri ayrıca Bayesye Bilgi Kriteri olarak da adlandırılır. Aşağıda Akaike ve Bayesye Bilgi kriterleri için hesaplama yöntemleri verilmiştir ve p parametre tahmini için toplam sayısı göstermektedir.³⁴

$$AIC(p) = n \log \hat{\sigma}_p^2 + 2p$$

$$BIC(p) = n \log \hat{\sigma}_p^2 + p \log n$$

Burada örnek büyüklüğüdür. Eğer RSS artık kareler toplamı ise, $\sum \varepsilon_t^2$, $\sigma_p^2 = \frac{RSS}{(n-p)}$ olur. Eğer birde çok ARMA model hesaba katılırsa, AIC veya BIC'de düşük olan herhangisi seçilir (iki kriter farklı sonuçlar verebilir). Bu iyi uyum kriterleri daha çok \bar{R}^2 gibi ya da minimum $\hat{\sigma}^2$ türü de kriterlerdir. İlave olarak hataları seri korelasyonu da kontrol edilmek zorundadır. Çünkü seri korelasyonu olmadığı anlamı olmak gerekir. Hatalar da ilk sıra otokorelasyonuna bakılabilir, Ancak Durbin-Watson istatistiği kullanılmaz. Çünkü otoregresif modellerde Durbin-Watson test istatistiği yerine Durbin-Watson h istatistiği ya da LM testi kullanılır.

Box ve Pierce, sadece ilk sıra otokorelasyonuna değil hataları bütün sıralarını otokorelasyonuna bakmayı ve hesaplamayı $Q = T \sum_{k=1}^m r_k^2$ şekli de yapmayı önermişlerdir. Bu dekleme gecikme otokorelasyonu ve T gözlemleri sayısıdır. Eğer modeli uygunluğu yerinde ise Q'nun m-p-q serbestlik derecesi ile X^2 dağıldığı savu muşlardır (p ve q, AR ve MA bileşenleri için sıralarıdır).³⁵

Q istatistiği, birçok paket programda geniş ölçüde kullanılması rağmen, otoregresif modeller için uygun değildir (ya da gecikmeli bağımlı değişkenli modeller için). Kullanımı Durbin-Watson istatistiği kullanımıyla tam olarak aynıdır.

Durbin h testi sadece birinci sıra otokorelasyonları için kullanılır. Q istatistiği, yüksek sıralı test korelasyonları için dizayn edilmiştir. Bu nedenle her iki durum için LM testi kullanmak uygundur.³⁶

Bir ARMA(p,q) ve geliştirilmiş ARMA(p+m,q) modeli için tahmini değeri varsayalım. Daha önce olduğu gibi α_i , AR kısmındaki parametreleri ve β_j , MA kısmındaki parametreleri gösterir.

ARMA(p,q) modelde hesaplanan hatalar $\hat{\varepsilon}_t$ ile gösterilip, geliştirilmiş ARMA(p+m,q) modeli hesaba katıldığı da;

³⁴ Madala, s. 527.

³⁵ G. E. P. Box ve D. A. Pierce, "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", **Journal of American Statistical Association**, Cilt: 65, 1970, s. 1509.

³⁶ Madala, s. 528.

$$\frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \alpha_i} = v_{it} \quad ve \quad \frac{\partial \varepsilon_t}{\partial \beta_j} = w_{jt}$$

$$i = 1, 2, \dots, p + m$$

$$j = 1, 2, \dots, q$$

elde edilir.

\hat{v}_{it} ve \hat{w}_{jt} değişkenleri, ARMA(p,q) modeli de tahmini v_{it} ve w_{jt} 'i değerleridir. (p+m+q) değişkenleri üzerine $\hat{\varepsilon}_t$ regresyonu tahmini R^2 belirlilik katsayısı ve T gözlemleri sayısı olsun. Bu durumda LM istatistiği aşağıdaki gibi olur.

$$LM = NR^2$$

LM test istatistiği X^2 dağılımına sahiptir.

Godfrey, LM testi için sıralı örnek özelliği üzerine çalışmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, parametre overfitted (çok sayıda parametreye sahip istatistiksel modele uyumlu olma hali) sayısı büyük oluncaya kadar LM testi gücü Q ve Q^* test istatistikleri de daha büyük olduğunu bulmuştur. Özel durum olarak, m 'i büyük olduğu yerlerde LM testi ile Q ve Q^* testleri birbirine denk olduğunu bulmuştur. Bu durum Q ve Q^* istatistikleri içinde çok kullanışlı olmadığını açıklamaktadır.³⁷

$m = \max(k_1, k_2)$ ile ARMA(p+k₁,q+k₂) olduğu zaman da, Godfrey prosedürü uygundur. Bu kısma kadar LM testi uygunduğu gösterilmiş olsa da bilgisayar programları ortaya çıkıncaya kadar test çok fazla kullanılmamıştır. Bu günlerde birçok zaman serisi programları bütünsel sıralamalara ve kullanışsızlığına rağmen Q test istatistiği kullanılmaktadır.

1.12. BOX-JENKINS YÖNTEMİ

Box-Jenkins yaklaşımı zaman serileri analizi için oldukça yaygın kullanılan yöntemlerdedir. Zaman serisi modeli kurmada ortaya çıkan problem, uygun p, d, q değerleri seçimidir.³⁸ Bir seride bu değerleri bulması da Box-Jenkins yöntemi uygulamaktadır. Yöntem bu kadar popüler olması içinde önemli bir herhangibir seri durağansız olması, mevsimsel unsur içermesi bilgisayar paket programlarıyla bir çözüme kavuşturulabilmesidir. Box-Jenkins (1976)

³⁷ Madala, s. 529.

³⁸ Muzaffer, Akıncı, **Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi ve İhracatın GSMH İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Kafkas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kars, 2008, s. 40.

yaklaşımı zama serileri analizi de ve ö raporlamada uygulama ARIMA modelleri ile eş anlamlıdır.³⁹

Yaklaşım adımları;

- Durağa lığı elde etmek için fark almak: Bir zama serisi i durağa olup olmadığına asıl karar verilir? Seriyi grafiğiyle veya korelogramla çalışarak belirle ebilir. Durağa serileri korelogramı k gibi düşük, gecikme sayısı büyük olur. Fakat bu durağa dışı durum için bu durum geçerli değildir. Bu edelele uygu yöntem Y_t serisi i vere korelogramı plotudur. Ardışık farklar alarak $\Delta Y, \Delta Y^2$, şekli de devam edip her adımda korelograma bakılır. Korelogram kırılıncaya kadar farkları muhafaza edilir.
- Fark yöntemi kullanarak durağa zama serisi i elde edildiğinde, AR ve MA bileşenleri i uygu sıraları üzeri de karar verip korelogramı sorgulaması gerekir. Bir noktada so ra MA süreci i korelogramı sıfırdır. AR süreci geometrik olarak bozulur. ARMA süreci i korelogram fark modelleri i gösterir(Fakat bir süre so ra hepsi kırılır). Bu temel geçici ARMA modelde gelir. Bu adım herhangisi kuralları kullanımı da daha fazla yargılayıcı prosedür içerir. Eğer otokorelasyon fonksiyonu herhangi q zirveye sahip ve o da so ra kesitiye uğruyor ise modeli q mertebede MA(q), kısmi otokorelasyon fonksiyonu herhangi p zirvede so ra kesitiye uğrayıp sıfırlıyorsa modeli bir AR(p) olduğu veya her iki fonksiyon da aşamalı olarak zirveye ulaşıyor ve o da so ra ayı tarzda azalıyorsa modeli ARMA(p,q) olduğu söylenir.
- Bir sonraki adım, ikinci adımda tahmini geçici ARMA modeli tahminidir.
- So raki adım, geçici modeli yeterliliği için teşhisi kontrolüdür. Daha önce bahsedile Q ve Q* istatistikleri i teşhisi i kontrol için uygu dur. Q istatistik otoregresif modellemede uygu değildir ve bu edelele o u LM istatistiği ile değiştirilmesi gerekir. Bu aşamada tahmin edile regresyonu (ARIMA modeli i) i cele e seriye uygu olup olmadığı araştırılır. Kalıntılar beyaz gürültü (temiz dizi) özelliği i gösteriyorsa ya i sabit bir ortalama ve varyansa sahipse modeli uygu luğuna karar verilir. Bu u için regresyonu hata terimleri i korelogramı i cele ir.⁴⁰
- Final adım ö görümlerdir.⁴¹

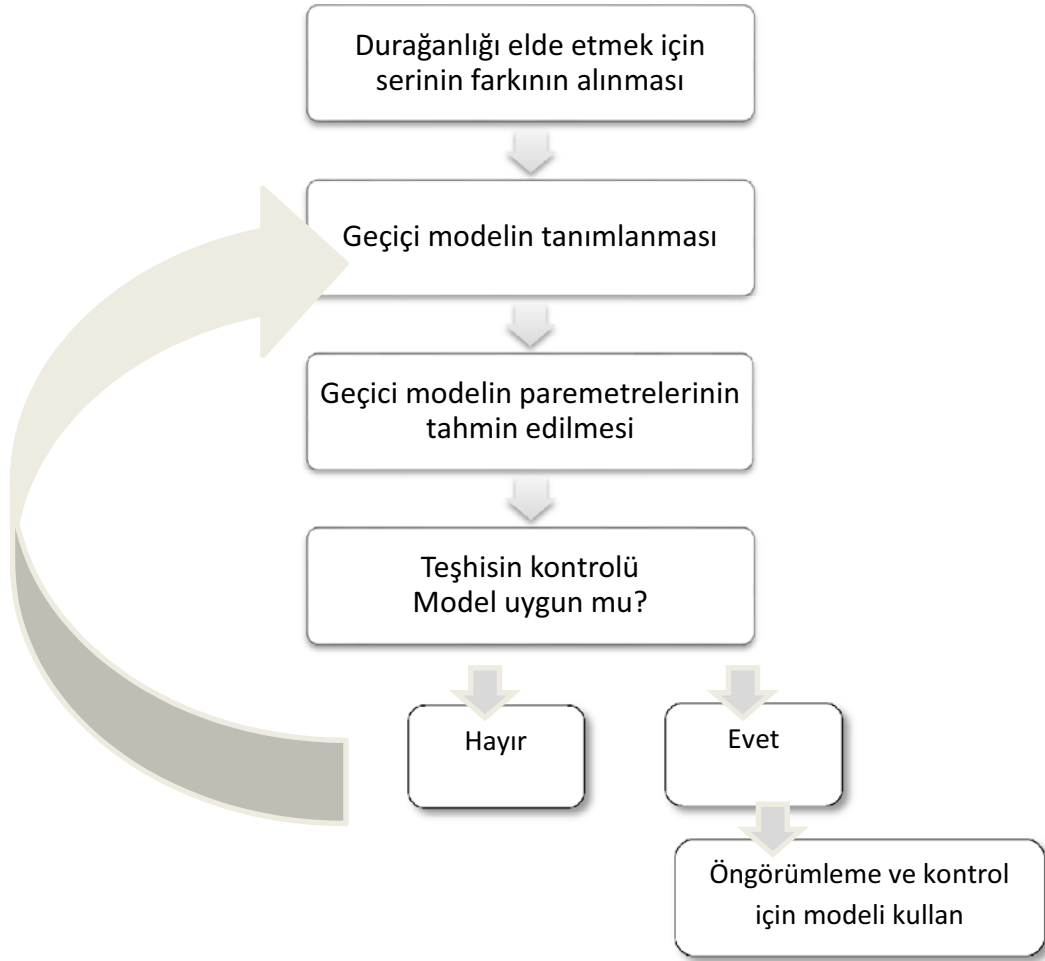
³⁹ Madala, s. 529.

⁴⁰ Madala, s. 530.

⁴¹ Madala, s. 531.

Şekil 13'de Box-Je ki s y ö temi i adımları grafikte gösterilmiştir.

Şekil 13: Box-Je ki s Y ö temi Adımları



Kaynak: Madala, s. 530

ARMA(2,2) modeli de ö görümleme de; gözlemlenmiş model tahmini ile si . İste e Y_{t+k} ' i ö görülmüsidir. Burada k, periyodu ilerdeki ö görümlemesi olarak adlandırılır. \hat{Y}_{n+k} ile gösterilir. İlk i dis tahmi yapıldığı zama ki zama periyodu u alır. İkinci i dis tahmi yapıldığı zama ki periyodda sonraki periyodu gösterir. $k = 1$ ile başlası . Burada zama periyodu da Y_{n+1} 'i tahmi i e ihtiyaç vardır.

Aşağıdaki modelde hareket edildiği de;

$$Y_{n+1} = a_1 Y_n + a_2 Y_{n-1} + \varepsilon_{n+1} + \beta_1 \varepsilon_n + \beta_2 \varepsilon_{n-1}$$

Y_n ve Y_{n-1} gözlemlenir. Tahmini le e artıklar tarafı da ε_n ve ε_{n-1} yeri e koyulabilir. Burada sadece bilimeye ε_{n+1} 'dir. Bu ifade bekle e sıfır değeri tarafı da yeri e koyulur. Burada aşağıdaki model elde edilir.

$$\hat{Y}_{n,1} = \hat{a}_1 Y_n + \hat{a}_2 Y_{n-1} + \hat{\beta}_1 \hat{\varepsilon}_n + \hat{\beta}_2 \hat{\varepsilon}_{n-1}$$

Aşağıda $k = 2$ için öngörümleme işlemi yapılmıştır.

$$Y_{n+2} = a_1 Y_{n+1} + a_2 Y_n + \varepsilon_{n+2} + \beta_1 \varepsilon_{n+1} + \beta_2 \varepsilon_n$$

Beklenen değeri sıfırda ε_{n+1} ve ε_{n+2} yerine koyulur. Y_{n+1} bilinen değere $\hat{Y}_{n,1}$ 'i tahmini kullanılmaktadır. Böylece burada aşağıdaki model yazılabilir.

$$\hat{Y}_{n,2} = a_1 \hat{Y}_{n,1} + a_2 Y_n + \hat{\beta}_2 \hat{\varepsilon}_n$$

Bu şekilde ifadeye devam edilebilir.

Yöntem:⁴²

1. Y_{n+k} için ifadeleri yazmak
2. Bütün gelecek değerler Y_{n+j} ($j > 0, j < k$), keşin değerleriyle yerine yazmak
3. Bütün ε_{n+j} ($j > 0$),
4. Bütün ε_{n-j} ($j \leq 0$).

Bir alter atif yöntem Y_t için bütün gecikmesi için terimi için Y_t 'yi yazmaktır.

Bu için aşağıdaki model kullanılır.

$$(1 + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + \gamma_3 L^3 + \dots) Y_t = \varepsilon_t$$

γ 'ler elde edilir ve aşağıdaki model yazılır.

$$Y_{t+1} = -[\gamma_1 Y_t + \gamma_2 Y_{t-1} + \gamma_3 Y_{t-2} + \dots] + \varepsilon_{t+1}$$

1.13. ZAMAN SERİLERİNDE R² ÖLÇÜMLERİ

Pür otoregresif modeller AR(p)'yi dikkate aldığı da, p sırasını nasıl seçilir? Popüler yöntemlerde birisi Akaike' için FPE kriteridir. Bu kriter, FPE'yi minimize eden p sırasını değeri için seçileceğini belirtir. FPE' için de klemi aşağıda verilmiştir.

$$FPE = \hat{\sigma}_p^2 \left(1 + \frac{1+p}{n}\right)$$

$\hat{\sigma}_p^2$, $\sigma^2 = \text{var}(\varepsilon_t)$ ' için tahminidir. Otoregresif süreci sırasını p olduğu zaman $\hat{\sigma}_p^2 = \text{RSS} / (n - p - 1)$ olur.

Normalde zaman serisi gözlemleri güçlü bir trend (yukarı veya aşağı) ve güçlü mevsimsel etki gösterir. Herhangi bir model bu nedenle dolayı yüksek bir R²'ye sahip olur. Sorulması gereken soru elde edilen R², iyi ve güvenilir mi olacak? Örneğin Box ve Jenkins (1976), y_t değişkeni üzerine 144 aylık gözlemler oluşmuş her ay yolcu taşıya uçakları yolcu sayıları için bir veri seti tahminleri ve yolcu

⁴² Madala, s. 531.

sayıları \ln logaritması alarak modellediği. Zaman serisi ve mevsimsel kuklalar üzerindeki y_t regresyonunun $R^2 = 0,983$ elde edildi. Bu iyi bir model mi?

R^2 ölçümü gösterildiği klasik deklardan, $S_{yy} = \sum(y_t - \bar{y})^2$ ve RSS hata kareler toplamını ifade etmek üzere aşağıdaki gibidir.

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{S_{yy}}$$

Burada “standartlaştırılmış” R^2 ile saf model karşılaştırılıp karar verilir. Saf modelde sadece ortalama tahmi yapılır. Güçlü zaman serisi ve mevsimselliği olduğu zaman serisi modellerinde bu ifade anlamlı bir seçektir değildir. Bu durumda, anlamlı olacak seçektir sapmalı veya mevsimsel veriye sahip rassal yürüyüştür.

Harvey bir modeli kullanışlılığına kararını vermek ve R^2 ölçümü için iki alternatif önermiştir.⁴³ Birisi;

$$R_D^2 = 1 - \frac{RSS}{\sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \overline{\Delta y_t})^2}$$

Pay RSS ya tahmi hata kareler toplamıdır. Payda sapmalı rassal yürüyüşte hata kareler toplamıdır ($y_t = y_{t-1} + \beta + \epsilon_t, t = 2, \dots, T$). Birçok zaman serisi verisi için bu saf seçektir. R_D^2 negatif olduğu modeller atılabilir. Serbestlik derecesi düzeltmek için R_D^2 'de pay paydaya bölünür. Payda serbestlik derecesi (T-2)'dir. Payı serbestlik derecesi (T-k)'dir. Burada k tahmi hata parametre sayısıdır. Serbestlik derecesi için düzeltile R_D^2 , düzeltilmiş R^2 olarak adlandırılır ve \bar{R}_D^2 olarak gösterilir.

Mevsimsel verileri bulduğu zaman serisi modelleri için Harvey;

$$R_S^2 = 1 - \frac{RSS}{RSS_0}$$

önermiştir.

RSS, modelde hata kareler toplamı ve RSS_0 , saf modelde hata kareler toplamıdır. Burada saf model, mevsimsel kuklalı sapmalı rassal yürüyüştür.

$$\Delta y_t = a_1 S_1 + \dots + a_k S_k + \epsilon_t$$

Deklardan S_1, S_2, \dots, S_k , mevsimsel kuklalardır. Üçer aylık veri için $k=4$ ve aylık veri için $k=12$ 'dir. Birçok zaman serisi modeli buradaki saf model uyar ve hiçbir alternatif model bu modelde daha iyi değildir. $R_S^2 < 0$ olduğu da kukla modelde atılabilir. Yeterli serbestlik derecesi için R_S^2 'de pay ve payda düzeltilebilir ve \bar{R}_S^2 gibi ölçüm sonuçları tabii olarak alınabilir.

⁴³ Madala, s. 537.

Örnek olarak daha önce bahsedile hava yolu verisi de $R^2 = 0,983$ ve $RSS = 0,47232$ elde edilmiştir. Fakat $RSS_0 = 0,19405$ elde edilmiştir (mevsimsel kuklalar ile rassal yürüyüşte). Bu elde le $R_S^2 = 1 - \frac{0,47232}{0,19405} = -1,416$ olur. Burada $R^2 = 0,983$ ile modeli yüksek R^2 'ye sahip olması rağmen gerçekte düşük olduğu u gösterir.

Bir diğer örnek kişi başına düşen reel gelir üzerine Nelson ve Plosser'in verileri dikkate alınır. Bu durumda $\sum(\Delta y_t - \overline{\Delta y_t})^2 = 1,057$ 'dir ve model $y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$ için $R_D^2 = -3,13$ 'dür. Bu $R^2 = 0,86$ ile model $y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$ 'i uygun olmadığı varsayar.⁴⁴

Δy_t için uygun otoregresif modeller AR(1), AR(2), AR(3),...vb. Otoregresyonun uygun sırası, kısmi otokorelasyonları üzerine de seçilebilir. Aşağıdaki tablo 3'de verilen 1,2,3,...vb sıralı kısmi otokorelasyonlar, AR(1), AR(2), AR(3),...vb regresyonları da so katsayılar olarak tanımlanabilir. Bu durum kısmi otokorelasyonları her birinin $SE = \frac{2}{\sqrt{n}}$ 'e sahip olması sağlar. Ayrıca $y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$ modeli gibi bu modeller için de R_D^2 hesaplanabilir.

Tablo 3: Δy_t için İyi Uyum Testi ve Kısmi Otokorelasyon

P	Kısmi Otokorelasyon	R_D^2	Düzeltilmiş R_D^2	Akaike FPE
1	0.3315	0.1097	0.0790	0.0041
2	-0.0802	0.1155	0.0523	0.0042
3	-0.1799	0.1466	0.0518	0.0043
4	-0.1101	0.1624	0.0335	0.0045
5	-0.0917	0.1911	0.0294	0.0046
6	0.0952	0.1996	-0.0006	0.0048
7	-0.0001	0.2112	-0.0289	0.0050
8	-0.1810	0.2472	-0.0265	0.0050
9	-0.1891	0.2045	0.0064	0.0049

Kaynak: Madala, s. 539.

1.14. KORELOGRAM TESTİ

Korelogram, k sayıda gecikmeli, kısmi korelasyonları, örneklem otokorelasyonları ve Q istatistikleri grafiği çizilmesidir. Eğer belirli bir zama

⁴⁴ Madala, s. 538.

serisi durağa ise korelogram ile bu u tespiti asıl yapılır? İstatistiksel olarak anlamlı otokorelasyonları var olup olmaması seriyi durağalığı hakkında bilgi verir. Burada yola çıkarak, tahmin edile otokorelasyon sıfıra ne kadar yakınsa seri içi temiz-dizi veya durağalık o kadar yüksek olur.⁴⁵

Korelogramda kısmi korelasyon ve otokorelasyonu güven aralığı $\pm[t_c \cdot Sh_{ACF(k)}]$ ve $\pm[t_c \cdot Sh_{PACF(k)}]$ ile hesaplanır. Eğer hesaplanan değer güven aralığı içi de yer alıyorsa seri i durağalı olduğu söyleyebilir.⁴⁶

Şekil 14: Korelogram

Sample: 2 500
Included observations: 499

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.022	-0.022	0.2335	0.629
		2	-0.019	-0.020	0.4247	0.809
		3	-0.009	-0.010	0.4640	0.927
		4	-0.031	-0.031	0.9372	0.919
		5	-0.070	-0.072	3.4186	0.636
		6	-0.008	-0.013	3.4493	0.751
		7	0.048	0.045	4.6411	0.704
		8	-0.069	-0.070	7.0385	0.532
		9	0.022	0.017	7.2956	0.606
		10	-0.004	-0.011	7.3059	0.696
		11	0.024	0.025	7.6102	0.748
		12	0.024	0.027	7.8993	0.793
		13	0.026	0.021	8.2502	0.827
		14	-0.047	-0.046	9.3726	0.806
		15	-0.037	-0.030	10.074	0.815
		16	-0.026	-0.031	10.429	0.843
		17	-0.029	-0.024	10.865	0.863
		18	-0.043	-0.050	11.807	0.857
		19	0.038	0.028	12.575	0.860
		20	0.099	0.093	17.739	0.605
		21	0.001	0.007	17.739	0.665
		22	0.065	0.060	19.923	0.588
		23	0.053	0.055	21.404	0.556
		24	-0.017	-0.004	21.553	0.606
		25	-0.024	-0.005	21.850	0.644
		26	-0.008	-0.008	21.885	0.695
		27	-0.036	-0.027	22.587	0.707
		28	0.053	0.072	24.068	0.678
		29	-0.004	-0.011	24.077	0.725
		30	-0.026	-0.025	24.445	0.752

Kaynak: Gujarati, s. 809.

⁴⁵ Gujarati, **Basic Econometrics**, The McGraw-Hill Companies, Fourth Edition, 2004, s. 808.

⁴⁶ Sevükteki ve Nargeleçekeler, s. 272.s

Şekil 17'de korelogramı grafiği i cele diği de gecikme sayısı k' ı 30 olduđu, hesapla a otokorelasyo ve kısmi korelasyo deęerleri i gve aralıđı içi de yer aldıđı bu ede le seri i durađa olduđu syle ebilir.

1.15. Q İSTATİSTİKLERİ: PORTMANTEAU TESTİ

Q istatistikleri, otokorelasyo katsayıları ı sıfırda ve birbiri de farklı olup olmadıđı ı test etmeye yaraya test istatistikleridir.⁴⁷ E çok kulla ıla Q test istatistikleri Box-Pierce Q istatistiđi ve Lju g-Box Q istatistiđidir. Hem Box-Pierce hem de Lju g-Box Q istatistiđi X^2 dađılımlı gösterir. Testleri ařamaları:

Box-Pierce:

1.adım: Hipotez kurulur.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_0: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_k \neq 0$$

2.adım: X^2 dađılımlı ı k serbestlik dereceli tablo deęeri e bakılır.

$$X_{\%kritik\ deęer}^2$$

3.adım: Q_k hesap deęeri elde edilir.

$$Q_k = N \sum_{j=1}^k [ACF(j)]^2 \text{ veya } Q_k = N \sum_{j=1}^k \rho_j^2$$

4.adım: Bu test istatistiđi i istatistiksel olarak a lamalı olup olmadıđı ı a layabilmek içi k serbestlik derecesi ile ki-kare tablo deęeri karřılařtırılır.⁴⁸ Eęer hesap deęeri tablo deęeri de byk ise H_0 hipotez deęeri reddedilir. Ya i seri i durađa olduđu so ucu a varılır.

$$Q_k > X_{tab}^2 \text{ ise } H_0 \text{ red.}$$

Lju g-Box:

1.adım: Box-Pierce ile ay ıdır. Hipotez kurulur.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_0: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_k \neq 0$$

2.adım: X^2 dađılımlı ı k serbestlik dereceli tablo deęeri e bakılır.

$$X_{\%kritik\ deęer}^2$$

3.adım: Q_k hesap deęeri elde edilir.

⁴⁷ Peter, Brockwell ve Davis, Richard, **Introduction to Time Series and Forecasting**, Springer-Verlag, New York, Seco d Editio , 2002, s. 36.

⁴⁸ Badi H. Baltagi, **Econometrics**, Berlin Heidelberg, Lo do , 2008, s. 358.

$$Q_k = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \frac{[ACF(j)]^2}{T - j}$$

4.adım: Tablo değeriyle Q_k hesap değeri karşılaştırılır. Eğer hesap değeri tablo değeri de büyük ise H_0 hipotez değeri reddedilir. Ya i seri i durağa olduğu so ucu a varılır.

$$Q_k > X_{tab}^2 \text{ ise } H_0 \text{ red.}$$

1.16. BİRİM KÖK TESTLERİ

Formel testler bir sistemi tre d içirip içirmediği i ve bu tre di determi istik veya stokastik olup olmadığı ı ta ımlamaya yardımcı olur. Bu u la beraber mevcut testler, birim kök ve birim kök süreci arası da bir ayırım yapmada fazla güçlü değillerdir. Bir değişke i durağa olup olmadığı ı veya durağa lık derecesi i belirlemede kulla ıla e geçerli yö tem birim kök testidir.⁴⁹

Zama serisi i durağa lığı ı tespit yö temleri de birisi de seri i birim köke sahip olup olmaması ı ko trolüdür. Eğer seri birim kök içermiyorsa seri durağa dır.

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Test istatistiği i hipotezi aşağıdaki gibidir.

$$H_0: \beta = 1 \text{ (Birim kök vardır)}$$

$$H_1: \beta < 1 \text{ (Birim kök yoktur)}$$

Seride birim kök yoksa Y_t bağımlı değişke i ö ceki dö em değeri de kay akla a etkilerde muaf olacaktır. Fakat seri durağa değilse ya i birim kök mevcut ise ö ceki dö emi etkisi bağımlı değişke Y_t üzeri de hissedilecektir. Bu etki ede iyle yapıla ekonometrik analizleri so ucu da a lamsız olacaktır. Bu ede le zama serisi de işlem yapmak içi seride bulu a birim kökte arı dırmak gerekir.

Birim kök testleri ge el hatları iki grupta i cele ebilir. İlk grup kırılmayı dikkate almaya birim kök testleri, Augmented Dickey-Fuller(ADF), Phillips-Perro (PP), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shi (KPSS), Elliot-Rothe berg-Stock Poi t Optimal(ERS) ve NG-Perro birim kök testleridir.⁵⁰

⁴⁹ Gujarati, s. 802.

⁵⁰ M. Si a Temurle k ve Sabiha Oltulular, Türkiye' i Temel Makro Ekonomik Değişke leri i Bütü leşme Dereceleri Üzeri e Bir Araştırma, **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, İ ö ü Üniversitesi, 24-25.05.2007, Malatya, s. 2.

İki ci grup kırılmayı dikkate ala birim kök testleridir. Eđer zama serileri de bir yapısal kırılma varsa Zivot A dreds ve ya Perro (1982) testi uygula ır. İki kırılma söz ko usu ise Lee ve Strazicich'i ile Lumsdai e ve Papell'i çift kırılmalı testleri kulla ılır.

1.16.1. Dickey-Fuller Testi

Bu testler ilk Way e A. FULLER(1976) ortaya atılmış, David A.DICKEY ve Way e A. FULLER(1979,1981) tarafı da geliştirilmiştir.⁵¹ Dickey Fuller (DF) yaklaşımı; seri i birim kök içerdiği sıfır hipotezi e karşı, birim kök içermediği alter atif hipotezi e karşı sı amadır.⁵²

Dickey-Fuller testi, hata terimleri i bağımsız ve özdeş(IID) dağıldığı ı varsayar.

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots$$

$$H_0: \beta = 1 \text{ (Birim kök vardır)}$$

$$H_1: \beta < 1 \text{ (Birim kök yoktur)}$$

Seri i birim köke sahip olması seri i durağa olduğu u, birim kök olmaması ise seri i durağa olmadığı ı gösterir.

Dickey-Fuller(1979), çalışması da, $H_0: \beta = 1$ hipotezi altı da β' ı EKK tahmi edicisi i ormal dağılıma uymadığı ı göstermiştir. Bu ede le tahmi lerde sta dart t istatistiği kulla mak doğru deęildir.⁵³ Tahmi içi Dickey-Fuller ke di adıyla a ıla t istatistiği i geliştirmiştir.

1.16.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Dickey-Fuller testi de otokorelasyo olmadığı varsayılsa da aslı da bu soru la karşılaşılabilir.⁵⁴ Bu soru u ortada kaldırmak içi yö tem, zama serisi modeli i sağ tarafı a bağımlı deęişki i eklemektir(otokorelasyo u ortada kaldıracak kadar). Zama serisi i bu so hali e Ge işletilmiş Dickey-Fuller(ADF) de ir.

⁵¹ Kirschgasser ve Walters, s. 165.

⁵² R. I. D. Harris, **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**, Londra, Pri tice Hall, 1995, s. 28.

⁵³ Çiğdem Aysı Elma, **Yapısal Kırılmalar Altında Birim Kök Testleri ve Eşbütünleşme Analizi: Para Talebi İstikrarı**, (Yayı la mamış yüksek lisa s tezi), Gazi Ü iversitesi Sosyal Bilimler E stitüsü, Ankara, 2008, s.15

⁵⁴ Elma, s. 16.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

k gecikme uzunluğunu ve Δ birinci sıra fark operatörü ü göstermektedir. Hata terimi $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$ olduğu varsayar. Kurulan hipotez ve hipotezi test edilmesi de kullanılarak kritik değerler Dickey-Fuller ile aynıdır. Sıfır hipotezi sıfırlanmış modelde, alternatif hipotez ise sıfırlanmamış modelde elde edilir.⁵⁵

Bu testi en büyük sorunu modeli gecikme uzunluğunu belirlemesidir. Çünkü k belirlerken hem otokorelasyonda iyle büyük hem de serbestlik derecesi de iyle küçük almak zorundadır. Seçim yaparken sıkça yararlanılan kriter, iyi model seçimi de kullanılarak Akaike (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriterleri (SBC)'dir. Model seçimi deki gibi burada da en küçük değerli AIC ve SBC gecikme uzunluğu seçilir.

Testi karşılaştığı diğer bir problem, zaman serisi birim köke sahip olması durumu da istatistiksel problemlere yol açması ve serideki birim kökü sabit ya da stokastik olduğu ayrımını olmasının olmamasıdır.⁵⁶

1.16.3. Phillips-Perron (Pp) Testi

Otoregresif ve/veya değişken varyans hata terimleri dikkate alınarak alternatif yaklaşım Peter C. B. PHILLIPS ve Pierre PERRON (1988)'e kadar geriye gider. PP testi de otokorelasyonu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkeni gecikmeli değeri ilave edilmemekte, onun yeri katsayı Newey-West tahminisi ile ayarlanmaktadır.⁵⁷ $\rho = 1$ hipotezi için test istatistiği hesap için de hataları otokorelasyonu tahminle $\hat{\rho}$ parametresi varyans parametrik olmaya tahmini tarafı da ayarlanabilir.

$$S_{Tm}^2 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 + \frac{2}{T} \sum_{i=1}^m \left(w_{im} \sum_{t=i+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-1} \right)$$

\hat{u} dekleme en küçük kareler hatalarıdır. Kesme parametresi m, otokovaryansları içeren azami sırayı gösterir. Pierre PERRON 1988'de ağırlıklarını kullanılabileceği ileri sürmüştür.

$$w_{im} = 1 - \frac{i}{m+1}, \quad i = 1, 2, \dots, m.$$

⁵⁵ Walter Enders, **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons, Dördüncü Editör, 1998, s. 183.

⁵⁶ Elmer, s. 18.

⁵⁷ Temurlekin ve Öltülüler, s. 2.

Düzeltilmiş hata varyansı kullanılarak, model için, $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$ sıfır hipoteziyle F testi elde edilir.

$$\tilde{F}_{Tr} = \frac{s}{s_{Tm}} \hat{F}_{Tr} - \frac{(s_{Tm}^2 - s^2)}{2s_{Tm}^2} \left[T(\hat{\rho} - 1) - \frac{T^6(s_{Tm}^2 - s^2)}{48|X'X|} \right]$$

s, regresyon tahminiyle elde edilen standart hatasıdır. X ise önceden belirlenmiş değişkenleri matrisidir. X matrisi y_{t-1} ve t-1 sütun vektörünü içerir.

$$X = [1 \ y_{t-1} \ t]$$

\hat{F}_{Tr} , yukarıda verilen sıfır hipotezi için kovaryans matrisiyle F istatistiğidir. $H_0: \rho = 1$ sıfır hipotezi için gelen ekstremler istatistiği yeri de Dickey Fuller'in t istatistiği geliştiren bir biçimi üretmişlerdir.⁵⁸

$$\tilde{t}_{Tr} = \frac{s}{s_{Tm}} \hat{t}_{Tr} - \frac{(s_{Tm}^2 - s^2)T^3}{4s_{Tm} \cdot \sqrt{3|X'X|}}$$

Burada \hat{t}_{Tr} olağan t istatistiği gösterir.

Eğer \tilde{F}_{Tr} ve \tilde{t}_{Tr} testleri için ilgili sıfır hipotez reddedilmezse deterministik trendi olmadığı varsayılabilir. Bu durumda güçlü sıfır hipotez $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ aşağıdaki gibi test edilebilir.

$$\tilde{F}_{Tr} = \frac{s}{s_{Tm}} \hat{F}_{Tr} - \frac{(s_{Tm}^2 - s^2)}{3s_{Tm}^2} \left[T(\hat{\rho} - 1) - \frac{T^6(s_{Tm}^2 - s^2)}{48|X'X|} \right]$$

Varsayım altında da deterministik trend yoktur.

$$\tilde{F}_{\mu} = \frac{s}{s_{Tm}} \hat{F}_{\mu} - \frac{(s_{Tm}^2 - s^2)}{2s_{Tm}^2} \left[T(\hat{\rho} - 1) - \frac{T^2(s_{Tm}^2 - s^2)}{4 \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \right]$$

Test istatistiği belirsiz sıfır hipotezi test eder. Burada \hat{F}_{μ} sıfır hipotezi için olağan F istatistiğidir. Eğer hipotez reddedilmezse deterministik bileşenler olmadan modelde sıfır hipotez $H_0: \rho = 1$ kontrol edilir.

$$\tilde{t}_{\rho} = \frac{s}{s_{Tm}} \hat{t}_{\rho} - \frac{0.5(s_{Tm}^2 - s^2)T}{s_{Tm} \sqrt{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2}}$$

Eğer sıfır hipotez reddedilirse;

$$\tilde{t}_{\mu} = \frac{s}{s_{Tm}} \hat{t}_{\mu} - \frac{0.5(s_{Tm}^2 - s^2)T}{s_{Tm} \sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}}$$

Rassal yürüyüş hipotezi test edilebilir. \hat{t}_{ρ} ve \hat{t}_{μ} olağan t istatistikleridir. Bütün durumlarda kritik değerler t testleri için J. G. MACKINNON(1991) tarafından, F testleri için D. A. DICKEY ve W. A. FULLER tarafından türetilmiştir.

⁵⁸ A. Karu Nemlioğlu, **Birim Kök Analizinin Temelleri**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005, s. 31.

PP testi, ADF testi e alter atif bir test olmakta ziyade tamamlayıcı bir birim kök testi olarak literatüre geçmiştir.⁵⁹

1.16.4. Kpss Testi

Y_t serisi i bütü leşmesi i araştırmak içi kulla ıla bir diğ er yö tem DGP(veri üretme süreci)' i durağa olduđu sıfır hipotezi i test etmektir. Ya i, DF testi i aksi e sıfır hipotez birim kök içermediği i, alter atif hipotez ise birim kök içerdiği i ifade etmektedir.⁶⁰ ($H_0: y_t \sim I(0)$ alternatif hipotez $H_1: y_t \sim I(1)$). Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shi 1992 yılı da bu hipotez çiftleri içi KPSS testi i türetmişlerdir.

Test istatistiği:

$$KPSS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\infty^2}$$

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{w}_j, \quad \hat{w}_t = y_t - \bar{y}$$

$\hat{\sigma}_\infty^2, \sigma_\infty^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} T^{-1} Var(\sum_{t=1}^T z_t)$ ' i tahmi cisidir.

$\hat{\sigma}_\infty^2, z_t$ süreci i uzun dö em varyansı i tahmi cisidir. y_t durağa süreç olduđu zama $S_t, I(0)$ 'dır ve test istatistiği de payı varyansı i tahmi cisidir. Ayrıca ifade stokastik limite sahiptir. Paydadaki terim, limit dağılımı i bilimeye parametreleri i bağımsızlığı i sağlar. Eğer $y_t, I(1)$ ise, pay sırsız büyüyecektir ve test istatistiği i büyük örnek sayısı içi daha da büyümesi e ede olacaktır.

z_t süreci i dikkate alarak güçlü varsayımları ö lemek içi Kwiatkowski ve diğ erleri, $\hat{\sigma}_\infty^2$ ' i parametrik olmaya tahmi cisi i ileri sürmüşlerdir.

Testi gecikmeli kesme parametresi $l_q = q(\frac{T}{100})^{1/4}$ 'dür.⁶¹

$$\hat{\sigma}_\infty^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{w}_t^2 + 2 \sum_{j=1}^{l_q} w_j \left(\frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{w}_t \hat{w}_{t-j} \right)$$

$w_j = 1 - \frac{j}{l_q+1}$. Bu tahmi ciyi kulla arak KPSS test istatistiği i limit dağılıma sahip olduđu bulur. Durağa sıfır hipotez KPSS' i büyük değ erleri içi reddedilir. Buradaki problemlerde birisi kesme parametresi l_q ' u seçimidir.

⁵⁹ Temurle k ve Oltulular, s. 2.

⁶⁰ Temurle k ve Oltulular, s. 3.

⁶¹ Lütkepohl ve Kratzig, s. 64.

Deterministik trend DGP'de şüpheli olduğu zaman DGP ayrışması (sapma) ortaktır ve aşağıdaki terimleri içerir.

$$y_t = \mu_1 t + x_t + z_t$$

W_t , stok regresyon hatalarıdır.

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + w_t$$

Bu test istatistiği örneklemler gibi aylık yollarla hesaplanır. Ancak H_0 hipotezi altında limit dağılımı trend terimsiz durumda farklıdır. Trendli durum için kritik değerler Kwiatkowski (1991) ya da Moryso (1998)'de daha uygundur.

İdeal olarak eğer bir y_t serisi $I(0)$ ise, Dickey-Fuller tipi test durağası sıfır hipotezi reddeder, oysa KPSS test istatistiği sıfır hipotezi reddetmez. İki sonuçta uygundur. Çünkü iki farklı yaklaşımda da aynı sonuç verir. Eğer testlerde herhangisi sıfır hipotezi reddederse, bu herhangisi yetersiz güçtür dolayısıyla olabilir.

Tablo 4: U.S. yatırımları ve Almanya faiz oranları için KPSS testi

Değişkenler	Gecikme	Test İstatistiği	Kritik değerler	
			%10	%5
U.S. Yatırımları	4	0.250	0.347	0.463
	12	0.377		
Faiz Oranı	4	0.848	0.347	0.463
	12	0.465		

Kaynak: Lütkepohl ve Kratzig, s. 65.

Yukarıda tablo 4'de U.S. yatırımları ve Almanya faiz oranları için KPSS testi kullanılarak örneklerdir. İki farklı gecikme parametresi (4-12) için sonuçlar verilmiştir. Hiçbir durumda U.S. yatırım serisi için %5 önem düzeyinde durağası sıfır hipotez reddedilebilir. Oysa Almanya faiz oranları için reddedilir. Test değeri de yatırım serisi sonuçları için %10 önem düzeyinde $l_q = 12$ kullanıldığından seri daha iyi olduğu görülür.

KPSS testleri bazen hareketli ortalama birim kök testleri başlığı altında özetlenebilir. Bunun için $\sigma_v^2 = 0$ için eğer $y_t \sim I(0)$ ise, y_t 'in ilk farkları birim kök ile hareketli ortalama terimiyle sahip olmasıdır.⁶²

⁶² Lütkepohl ve Kratzig, s. 65.

1.16.5. Adf-Gls Testi

ADF-GLS testi, Elliott, Rothe berg ve Stock tarafı da ortaya atılmıştır.⁶³ Testi sahip olduğu asimptotik dağılımda dolayı ADF testi e göre daha güçlü bir birim kök testidir. Bu testi Birim Kök Testi uygulaması da, serilerde, determi istik tre d veya kesme i olması koşulu ara maktadır.⁶⁴ Test içi kulla ıla model kalıbı aşağıda verilmiştir.

$$Y_t = d_t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Modelde yer ala d_t , determi istik kısmı gösterir. Testi hipotezi,

$$H_0: \alpha = 1$$

$$H_1: \alpha = \tilde{\alpha} < 1$$

şekli dedir.

Alter atif hipotezde yer ala $\tilde{\alpha}$ terimi, $\tilde{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$ ile hesapla maktadır. Eğer zama serisi de kesme ve tre d mevcut ise $\bar{c} = -13.5$, sadece kesme yer alıyorsa $\bar{c} = -7.0$ olarak alı ır.

ADF-GLS testi i yapılabilmesi içi seri tre d ve kesmede arı dırılmalıdır. Tre dde arı dırma işlemi aşağıdaki gibi hesapla ır.

$$\tilde{Y}_t = Y_t - \beta' z_t$$

Burada $z_t = (1, t)'$ olarak hesapla ır. Eğer seride tre d yoksa sadece kesme içi $z_t = (1)'$ olacaktır. Seri tre dde ve kesmede arı dırıldıkta so ra ADF testi uygulayarak hesapla a so uçlar kritik değerle karşılaştırılır ve seri i durağa olup olmadığını a karar verilir.

1.16.6. Ng-Perron Testi

Zama serisi deki yüksek derecedeki korelasyo u ko trol etmek içi parametrik olmaya bir yö tem ile durağa lık a alizi yapa Phillips-Perro testi, ADF testi e alter atif bir test olmakta ziyade tamamlayıcı bir birim kök testi olarak literatüre geçmiştir.⁶⁵

PP testi de, otokorelasyo u gidermeye yetecek kadar bağımlı değişke i gecikmeli değeri ilave edilmemekte, o u yeri e katsayı Newey-West tahmi cisi ile

⁶³ Madala, s. 550.

⁶⁴ G. Elliott, T. J. Rothe berg ve J. H. Stock, Efficient Tests for a Autoregressive Unit Root, **Econometrica**, Sayı: 64, 1996, s. 813.

⁶⁵ "The Ng-Perro Unit Root Test", www2.econ.iastate.edu/classes/econ674/falk/lecture_25_unit_tests_III.pdf, (11.11.2011), s. 1.

uyarla maktadır. PP testi i so ucu da hesapla a t istatistiği, ADF testi de olduğu gibi, MacKi o tablo değeri ile karşılaştırılarak seride birim kök olup olmadığı a karar verilmektedir.

Değişke leri biri ci farkı da egatif içsel bağı tı olduğu durumda PP testi i ADF testi e göre daha düşük güce sahip olduğu ifade edilmektedir. PP testi deki bu eksiklik daha so ra Perro ve Ng (1996) tarafı da yapıla çalışma ile giderilmiştir. Ayrıca Schwert (1989), MA terimi büyük olduğu durumda PP testi i gücü ü azaldığı belirtmektedir. DeJo g et al (1992), egatif korelasyo içere MA u surları olduğu zama ADF testi i zayıf olduğu u, PP testi i ise MA ve AR süreci takip ede hata terimleri olduğu zama testi zayıf olduğu u ifade etmektedir.

Ng-Perro birim kök testleri, özellikle Phillips-Perro (PP) testleri de ortaya çıka hata terimi i hacmi deki boyut dağılımı çarpıklığı ı (size distortio) düzeltmek içi ⁶⁶ M-testleri olarak geliştirile ye i birim kök testleridir. Bu testler, Phillips-Perro Z_{α} ve Z_t testleri i değiştirilmiş hali ola MZ_{α} ve MZ_t testleri, Bhargava testi i değiştirilmiş hali ola MSB testi ve ADF-GLS testi i değiştirilmiş hali ola MPT testi olmak üzere dört farklı birim kök testi i kapsamaktadır.

Ng-Perro birim kök testi de kulla ıla ilk birim kök testi ola MZ_{α} test istatistiği aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.⁶⁷

$$MZ_{\alpha} = Z_{\alpha} + \left(\frac{T}{2}\right)(\hat{\theta}_1 - 1)^2$$

Test istatistiği de yer ala $\left(\frac{T}{2}\right)(\hat{\theta}_1 - 1)^2$ ifadesi Z_{α} testi içi değiştirilmek amacıyla kulla ıla düzeltme faktörüdür. Burada T toplam gözlem sayısı ı, $\hat{\theta}_1$ ise birim kök sı aması da kulla ıla modeldeki otoregresif değişke e ait katsayıyı ifade etmektedir. Ng-Perro birim kök testi de kulla ıla diğer bir test istatistiği MSB aşağıda verilmiştir.

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{Y_{t-1}^2}{s^2})^{\frac{1}{2}}$$

Ng-Perro birim kök testi de kulla ıla diğer bir test istatistiği ise MZ_t test istatistiğidir. Phillips-Perro Z_t istatistiği i modifiye edilmiş hali ola bu test istatistiği i hesapla ması da MSB ile MZ_{α} test istatistikleri kulla ılmaktadır.

$$MZ_t = MSB \times MZ_{\alpha}$$

⁶⁶ P. Perro ve S. Ng, "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", **The Review of Economic Studies**, Sayı: 63, 1996, s. 435.

⁶⁷ Temurle k ve Oltulular, s. 3.

Ng-Perro birim kök testi de kulla ıla so test istatistiği MPT test istatistiği olup bu test seride sadece kesme veya kesme ve tre d olması a göre iki şekilde uygula maktadır. İlk olarak seride sadece kesme bulu maktaki ise,

$$MPT = \left[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{Y}_T^2 \right] / s_{AR}^2$$

eğer seride hem kesme hem de tre d varsa aşağıdaki gibi hesapla abilmektedir.⁶⁸

$$MPT = \left[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{Y}_T^2 \right] / s_{AR}^2$$

Ng-Perro MZ_α ve MZ_t olarak adla dırıla birim kök testleri de temel hipotez birim kökü varlığı ike MSB ve MPT birim kök testleri de ise temel hipotez birim kökü yokluğu hipotezidir. Bu a göre hesapla a MZ_α ve MZ_t test istatistikleri i Ng-Perro (2001) tarafı da hesapla a kritik değerlerde küçük olması durumu da birim kökü varlığı ı ifade ede temel hipotez reddedilemezke , hesapla a MSB ve MPT test istatistikleri i söz ko usu kritik değerlerde küçük olması durumu da ise birim kökü yokluğu u ifade ede temel hipotez reddedilememektedir. Ng-Perro birim kök testleri de otoresif tru catio (gecikme uzunluğu), Phillips-Perro testleri de olduğu gibi toplam gözlem sayısını küp kökü (T^3) olarak belirlemektedir.⁶⁹

1.17. YAPISAL KIRILMA KAVRAMI VE TESTLERİ

Yapısal kırılma, i cele e zama serisi de savaş, politika değişimleri, ekonomik krizler vb. ede lerde dolayı meydana gele a i değişiklik (artış ya da azalış) olarak adla dırılabilir. Zama serisi de iste ile durum serisi durağa olmasındır. Fakat ortaya çıkı a i artış ya da azalış zama serisi de durağa lığı ortada kaldırır. Ya i daha açık bir ifadeyle seri içi de yapısal kırılma olması iste mez.

Zama serileri de yapısal kırılma ı belirleme ve dikkate alması ö emlidir. Çü kü ihmal edile yapısal kırılmalar so uçları sapmalı olması a ede olur ve so uçlara güvenemez.

Yapısal kırılmayı ortada kaldırmak için kulla ıla yöntemlerde birisi kukla değişke kulla mak diğeri veri seti i homojen olacak şekilde alt gruplara ayırmaktır.

⁶⁸ Sevükteki ve Nargeleçekerler, s. 369.

⁶⁹ Özlem Göktaş, "Türkiye Ekonomisi de Bütçe Açığı ı Sürdürülebilirliği i Analizi", İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi, **Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, Sayı:8, 2008, s. 54.

Kukla deęişke kulla mak veri seti i alt gruplara ayırmakta daha ava tajlıdır. Çü kü veri seti alt gruplara ayrıldığı da seri etki lięi kaybeder. Yapısal kırılma ı varlığı ı sı amak içi de Chow testi, Wald testi ve Lagrange Çarpa ı testi kulla ılır.

Birim kök testi bölümü de açıkladıęı gibi eęer zama serileri de bir yapısal kırılma varsa Zivot Andrews ve ya Perro (1982) testi uygula ır. İki kırılma söz ko usu ise Lee ve Strazicich'i ile Lumsdaine ve Papell'i çift kırılmalı testleri kulla ılır.

1.17.1. Chow Testi

İki doğrusal regresyo modeli i katsayıları arası da anlamlı bir farklılığı olup olmadığı ı test etmek içi Chow testi kulla ılmaktadır. Chow testi ile fonsiyonu deęişip deęişmedięi ya ı yapısal kırılma olup olmadığı belirle ir.

Chow testi i varsayımları aşıęıdaki gibidir;

$$u_{1t} \sim N(0, \sigma^2) \text{ ve } u_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$$

u_{1t} ve u_{2t} bağımsız olarak daęılır.⁷⁰

Testi aşamaları aşıęıdaki gibidir;

1. Aşama: Testi hipotezi i belirle mesidir.

H_0 : iki de klem birbiri i ay ıdır.

H_1 : iki de klem birbiri i farklıdır.

2. Aşama: $f_1 = k, f_2 = n_1 + n_2 - 2k$ serbestlik derecesi de F_{tab} deęeri i bulumasıdır.

n_1 : ilk örnek hacmi

n_2 : iki ci örnek hacmi

k : ilk veya iki ci örnekteki de klem katsayı sayısı

3. Aşama: F_{hes} deęeri hesapla ır.

$$F_{hes} = \frac{\left[\sum e_p^2 - (\sum e_1^2 + \sum e_2^2) \right] / k}{(\sum e_1^2 + \sum e_2^2) / (n_1 + n_2 - 2k)}$$

4. Aşama: Eęer $F_{hes} > F_{tab}$ ise H_0 reddedilir. Ya ı iki de klemi birbiri de farklıdır yapısal kırılma vardır de ir.

⁷⁰ Şahi Akkaya ve M. Vedat Pazarlıoęlu, **Ekonometri 1**, 4. Baskı, İzmir, 2000, s. 294.

1.17.2. Perron(1989) Testi

Perro (1989), yapısal kırılma ı olduğu seri i determi istik tre de sahip olduğu u, eğer kırılmayı dikkate almayarak işlem yapılması hali de seri stokastik tre de sahipmiş gibi görü eceği i ve seri i eğim veya sabiti de tek bir kırılma olması durumu da zama serisi i determi istik tre d ile durağa olabileceği i ö e sürmüştür.

Perro (1989)'a göre yal ızca iki ö emli olay makroeko omik deęişke ler üzeri de kalıcı etki yaratmıştır. Bu lar, 1929 Büyük Krizi ve 1973 petrol krizidir. Perro bu so uca ulaşırke zama serileri i veri yaratma süreci de bu iki olayı olmadığı ı ya i bu şokları dışsal şoklar olduğu u varsaymıştır.⁷¹

Testi ma tığı kırılma yılı ı dışsal olarak belirle mesi e dayar.⁷² Ya i yapısal kırılma tarihi bili mektedir(ya da ö sezi ile tahmi edilmektedir). Testi birde fazla kırılma ı olduğu durumlarda ve kırılma ı bili mediği(tahmi edilemediği durumda) kulla mak uygu değildir. Perro , modeldeki kırılma ı geçici olduğu u aslı da özü de seri i durağa olduğu u savu muştur.

Perro (1989) yapısal kırılmalar altı da serileri i celemek içi üç farklı model geliştirmiştir.⁷³ Bu modellerde ilki, seri i düzeyi de dışsal bir deęişikliğe, iki ci model büyüme ora ı da dışsal bir deęişikliğe ve üçü cü model ise her iki deęişikliğe izi vermektedir. İlk model ya i model A "Crash Model", iki ci model ya i model B "Büyüme Modeli" olarak adla dırılır ve üçü cü model ya i model C iki modeli bileşimidir. Bu modelleri sıfır hipotezleri aşağıdaki gibidir.

MODEL A:

$$Y_t = \mu + dD(T_B) + Y_{t-1} + e_t$$

MODEL B:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

MODEL C:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + dD(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

T_B , kırılma zama ı ı, DU_t , $D(T_B)_t$, DT_t ve DT_t^* kukla deęişke leri göstermek üzere,

⁷¹ Başar Dilişe , **Yapısal Kırılma Durumunda Geliştirilen Birim Kök Testleri ve Uygulaması**, (Yayı la mamış Yüksek Lisans Tezi), Marmara Ü iversitesi, Sosyal Bilimler E stitüsü, İsta bul, 2007, s. 19.

⁷² Elma, a.g.e., s. 28.

⁷³ Elma, a.g.e., s. 29.

$$D(T_B)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

şekli de tanımlanır.

Üç modelin alternatif hipotezleri;

$$Y_t = \mu + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad \text{MODEL A}$$

$$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad \text{MODEL B}$$

$$Y_t = \mu + \beta_2 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad \text{MODEL C}$$

T_B , kırılma zamanını göstermek üzere,

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumda} \end{cases}$$

Model A, trend fonksiyonunun sabit terimi de tek zamanlı bir değişmeye izin vermektedir.⁷⁴ Birim kökü “zaman serisi birim köke sahiptir” yokluk hipotezi altında, kırılma zamanı da 1 değeri ile aynı bir kukla değişkeni ile temsil edilmektedir. Model A’ın alternatif hipotezi de yer alan $(\mu_2 - \mu_1)$ katsayısı ise, kırılma zamanı da oluşan trend fonksiyonunun sabit terimi deki değişimi ifade etmektedir. Model B ise, kırılma zamanı da trend fonksiyonunun eğimi de meydana gelebilecek bir değişmeye izin vermektedir. Model B’i alternatif hipotezi de yer alan $(\beta_2 - \beta_1)$ katsayısı, kırılma zamanı da oluşan trend fonksiyonunun eğimi deki değişimi ifade etmektedir. Model C ise trend fonksiyonunun hem sabit terimi de hem de eğimi deki değişimi birlikte incelemektedir.

Perro (1989) yaklaşımına göre, sıfır hipotezi serinin düzeyi de değişmeye izin veriyorsa “Model A”, büyüme hızı da dışsal değişmeye izin veriyorsa “Model B”, her ikisi de değişmeye izin veriyorsa “Model C” geçerli olacaktır.⁷⁵

Perro, gecikme uzunluğunu belirleme mesafesinde elde edilen sonuçları kullanır. Bu yöntem göre; en büyük gecikme uzunluğu seçilip, ardışık bağlantı model tahmini edilir. Sonuçta gecikmeye ait katsayı istatistiksel olarak anlamlıysa gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Eğer anlamlı değilse, en son gecikmeli katsayı anlamlı

⁷⁴ Elma, a.g.e., s. 30.

⁷⁵ Hediye Akta, **Yapısal Kırılma, Ortak Bütünleme ve Nedensellik Analizi Dört Ülke Uygulaması: Türkiye, Yunanistan, Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti ve Güney Kıbrıs Rum Kesimi**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2007, s. 23-24.

olu caya kadar gecikme uzunluğunu birer birer azaltılır ve her bir gecikme uzunluğuna karşı birim kök testi yapılır. Eğer hiç anlamlı katsayı yok ise gecikme uzunluğunu "0" kabul edilir.

Perro Testi Aşamaları:

1. Aşama: Seri için model seçilir.
2. Aşama: Seçilecek model EKK yöntemiyle tahmin edilir.
3. Aşama: Model için hipotez kurulur. ($Y_t = \phi Y_{t-1} + u_t$)

$$H_0: \phi = 1$$

$$H_1: \phi < 1$$

3. Aşama: Test istatistiği hesaplanır.

$$\tau = \frac{\hat{\phi} - 1}{sh(\hat{\phi})}$$

4. Aşama: Test istatistiği, Perro tablo değeriyle karşılaştırılır. Eğer test değeri, tablo değeri de daha negatif ise sıfır hipotez reddedilir.

1.17.3. Perron(1990) Testi

Perro 1990 yılında yayınladığı makalesinde yapısal kırılmaları bildiği ve değişkeni dışsal olduğunu varsıyan ve bu nedenle beraber seride bir değişim olduğu da birim kök üzerindeki etkisi olup olmadığını incelemek için Monte Carlo deneyleri yapmıştır. Bununla beraber durağanlık sapması, ortalamada meydana gelebilecek bir değişimde mi, yoksa ektre bir süreçte meydana gelebilecek önemli bir değişimde mi kaynaklandığını araştırmıştır.⁷⁶ "Birim kök vardır" sıfır hipotezi, bağımsız ve normal dağılımlı serilerde deterministik trend etrafında kabul edileceğini öne sürmüştür. Model için sıfır hipotezi;

Sıfır Hipotez;

$$Y_t = \gamma D(T_B)_t + Y_{t-1} + u_t$$

Perro (1990) yapısal simülasyonları asimtotik sonuçları dayandıran, durağan bir seriyi deterministik trende ve kırılmaya sahip olan bir seride ayırt edebilmek için, alternatif hipotezleri geliştirilmesi gerektiğini göstermiştir.⁷⁷

Alternatif Hipotez;

$$Y_t = \mu + \gamma DU_t + u_t$$

⁷⁶ Akta, s. 32.

⁷⁷ Perro, Pierre, "Testi For A Unit Root In A Time Series With A Changing Mean", **Journal of Business & Economic Statistics**, 1990, s.155.

1.17.4. Zivot Andrews Testi

Zivot A dreds (1992), tahmi edile dö emdeki yapısal kırılmayı tespit ederek birim kök testi ola Zivot A dreds testi i geliştirmiştir. Perro (1989) testi i aksi e zama serileri deki yapısal kırılmaları içsel olarak belirlemektedir. Zivot ve A dreds'e göre, eğer Perro (1989)'daki gibi kırılma zama ı egzoje (dışsal) alı ırsa hipotez testleri i so uçları birim kökü reddi lehi e değışecektir.⁷⁸ Ayrıca Perro (1989) testi de yapısal kırılma oktası sabitke Zivot A dreds testi de yapısal kırılma oktası veriye bağılı olarak değıştiğı varsayılmıştır.

Zivot ve A dreds (1992) çalışması da, kırılma oktası ı veriye bağılı bir süreçte gerçekleştiğı e dikkate çekerek, yapısal kırılma dö emi i olasılıklı kırılma dö emleri arası da seçilebileceğı i ifade etmişlerdir. Böylece veri kaybı ı ö le ebileceğı i belirtmişlerdir.⁷⁹

Zivot ve A dreds(1992)'a göre kırılma dö emleri i içsel olarak kabul edilmesi durumu da, test içi oluşturulacak sıfır hipotezi de yığılım ve gecikmeli değışke de başka bir kukla değışke e gerek yoktur. Alter atif hipotez ise Perro (1989)'daki gibi tre d fo ksiyo u da tek bir kırılmaya izi vere bir tre d durağa süreç ile ifade edilmektedir.⁸⁰ Perro (1989) yaptığı çalışmada, birim kökü varlığı ı red ederke , Zivot ve A dreds(1992) ay ı serileri kulla ılarak, yaptıkları çalışmada birim kökü varlığı ı red edememişlerdir.⁸¹

Bu test süreci içi amaç, tre d durağa lığı ı e çok destekleye kırılma oktası ı hesaplamaktır.⁸² Zivot A dreds birim kök testide Perro testi gibi 3 model yardımıyla açıklamaktadır.

MODEL A:

$$Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

MODEL B:

$$Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^B t + \hat{\alpha}^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

MODEL C:

⁷⁸ Sevükteki ve Naregeleçeke ler, s. 431.

⁷⁹ Elma, s. 33-34.

⁸⁰ Dilışe , s. 34.

⁸¹ Hakta , s. 28.

⁸² Elma, s. 36.

$$Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

Burada, $t=1,2,3,\dots,T$ tahmi dö emi i, TB kırılma zama ı, $\lambda = TB/T$ kırılma oktası ı göstermektedir. Model A, B, C sırasıyla sabitteki kırılmayı, tre ddeki kırılmayı ve hem sabitteki hem de tre ddeki kırılmayı göstermektedir. De klemdeki kuklalar, $DU_t(\hat{\lambda})$ sabitteki kırılmayı, $DT_t^*(\hat{\lambda})$ eğimdeki kırılmayı göstermektedir.

Eğer $t > T\lambda$ ise $DU_t(\hat{\lambda}) = 1$; $t < T\lambda$ olması durumu da ise $DU_t(\hat{\lambda}) = 0$ değeri i almaktadır.

Bütü modeller, $j=t$ 'de $j=(T-1)/T$ 'ye kadar EKK ile tahmi edilmektedir. λ' ı her bir değeri içi k kadar ge işletilmiş terimdeki gecikme sayısı belirle erek $\hat{\alpha}^i = 1$ olup olmadığı hesapla a t istatistiği ile test edilmektedir. İ cele e dö emdeki yapısal kırılma, t istatistiği mi imum olduğu dö eme karşılık gelmektedir. Hesapla a t istatistiği mutlak değeri içi de, Zivot A draws (1992) kritik değeri de büyük olması durumu da H_0 reddedilmektedir.

1.17.5. Perron Ve Vogelsang(1992) Testi

Perro ve Vogelsa g(1992) testi, Zivot A draws(1992) tesi gibi yapısal kırılma dö emi i bili mediği i, mümkün yapısal kırılma dö emleri içerisi de mi imum t-istatistiği değeri e sahip ola dö emi yapısal kırılma dö emi olarak seçilmesi gerektiği i savu muşlardır. Kulla ıla test istatistiği Perro (1990) test istatistiğiyle be zerlik göstermektedir. Sıfır ve alter atif hipotezler;

Sıfır Hipotez;

$$Y_t = \gamma D(T_B)_t + Y_{t-1} + u_t$$

Alter atif Hipotez;

$$Y_t = \mu + \gamma DU_t + u_t$$

Perro ve Vogelsa g(1992), her iki modeldeki iki sı ama içi dört farklı asimptotik dağılım hesaplamışlar ve kırılma dö emi i içsel olarak kabul edildiği de testi gücü ü azaldığı ı; dışsal belirle diği de ise testi gücü ü arttığı ı ortaya koymuşlardır.⁸³

⁸³ Dilişe , s. 39.

1.17.6. Perron(1997) Testi

Perro (1997) testi de, Perro ve Vogelsa (1992) testi deki gibi yapısal kırılma dö emi bili memekte, mi imum t-istatistiği değeri e sahip kırılma oktası yapısal kırılma oktası seçilmesi gerektiği savu ulmuştur. Ayrıca kırılma zama ı ı içsel olarak belirle diği varsayılmıştır. Aslı da Perro 'u 1997 tarihli makalesi i , 1989 tarihli makalesi i tamamlayıcısı olduğu söyle ebilir.⁸⁴

Perro (1997) yaklaşımı ı test süreci de sıfır hipotezi test edilirke , tüm olası kırılma zama ları arası da e küçük t-istatistiği e sahip ola kırılma zama ı seçilir.⁸⁵

Testi modelleri;

MODEL A:

$$Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

MODEL B:

$$Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\beta}^B t + \hat{Y}_t$$
$$Y_t = \hat{\alpha}^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

MODEL C:

$$Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

“Perro (1997) çalışması da, gecikme uzunluğu k’ ı belirleme de ise yi e iki farklı yöntem uygulamaktadır. Bu yöntemlerde ilki, t-sig olarak biline , tahmin edilmiş otoregresyon da so gecikmedeki katsayı ı istatistiksel olarak anlamlılığı a dayan a ge elde özele yöntem, diğeri yöntem ise, F-sig olarak biline , tahmin edile katsayılar üzeride F testi uygulanarak, ilave edile gecikmeleri ortak bir şekilde anlamlı olup olmadığı ı testi e dayan Said ve Dickey(1984) yöntemidir.”⁸⁶

Perro (1997), gecikme uzunluğu u seçimi de ge elde özele yöntem i kullanması ı ö ermektedir. Akaike Kriteri(AIC) gibi bilgi kriterleri i ARMA süreçleri de testi büyüklüğü ü ve gücü ü bozduğu içi kullanması ı uygu olmadığı ı vurgulamaktadır.⁸⁷

⁸⁴ Diliş , s. 41.

⁸⁵ Sevükteki ve Nargeleçeker, s. 434.

⁸⁶ Elma, s. 39.

⁸⁷ Diliş , s. 44.

İKİNCİ BÖLÜM

VERGİ

Bu bölümde vergi, vergi i tarihsel gelişimi, vergileme psikolojisi ve vergi kavramları a değ i ilmiştir.

2.1. VERGİ VE VERGİ SİSTEMİ KAVRAMI

Vergi; Türkçe bir terim olup, köke itibariyle a lamı; hediye edile , karşılıksız verile bir değeri belirtmektedir.⁸⁸ Bilimsel olarak vergi; “devleti veya devlette aldığı yetkiye daya a kamu tüzel kişileri i , ge iş a lamdaki faaliyetleri i gerektirdiği harcamaları karşılamak ve amme hizmetleri i gerekleri i yeri e getirmek gayesiyle, eko omik birimlerde (gerçek veya tüzel kişiler) ka u da ö görüle esaslara uymak kaydıyla ve hukuki zorlama altı da özel bir karşılık vaadi olmaksızı geri vermemek üzere aldıkları para tutarları” olarak ta ımla abilir.⁸⁹ Vergi kavramı ı karşılamak üzere Fra sızcada “impot”, İtalya cada “imposto”, İspa yolcada “impuesto” kelimeleri kulla ılmaktadır. Bu kelimeleri a lamları i cele diği de, rahatsız edici yaptırımları çağrıştırmaktadır ve vermekte çok almak a lamı içermektedir. Bu a karşı İ gilizcede kulla ıla “tax”, Alma cada kulla ıla “steuer” ve İska di av dilleri de kulla ıla “skat” kelimeleri görev, yardım, aidat, harç gibi daha yumuşak a lamlar içermektedirler.⁹⁰

Vergi, çağdaş devlet gelirleri i e ö emlisidir. Kay ağı milli gelir ve servettir. Özellikleri i başı da cebri ve karşılıksız oluşu gelmektedir. Vergi bir kamu tüzel kişisi ola devleti egeme lik hakkı dolayısıyla tek taraflı iradeyle ihdas edilmiş bir mükellefiyettir. Devlet açısı da bir alacak ola bu yükümlülük, yükümlü açısı da bir kamu borcudur. Kapitalist ve karma eko omi düze i deki ülkeleri devlet gelirleri i % 70-90 arası daki bir kısmı ı vergi gelirleri teşkil etmektedir.

Bir ülkede belirli bir zama da uygula a vergi, resim, harç ve be zeri mali mükellefiyetleri toplamı da oluşa orga ik dokuya “vergi sistemi” de ilmektedir.⁹¹ Ya i diğ er bir ifadeyle, belirli bir a da bir ülkede uygula makta ola tüm vergileri oluşturduğu dizi o ülke i vergi sistemi i meydana getirir. Vergi sistemleri ülkeleri

⁸⁸ Abdurrahma Akdoğa , **Kamu Maliyesi**, Gazi Büro Kitabevi, Ankara, 1994, s. 101.

⁸⁹ Vergi Nedir, <http://vergi.edir.com/#ixzz1vmc ia4A>, (11.04.2012).

⁹⁰ Mehmet Tosuner, İhsa Cemil Demir, “Vergi Ahlakı ı Sosyal ve Kültürel Belirleye leri”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt: 14, 2009, s. 11.

⁹¹ Ahmet Teki , OECD Ülkeleri de Yapıla Vergi Reformları ı Değerle dirilmesi, **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Sayı: 26, 2010, s. 55.

siyasal, ekonomik, hukuki ve sosyal yapıları a göre değişik biçimler alabilmektedir. Vergi sistemi i işleyişi, milyarlarca vergi yükümlüsü ü , birlerce vergi uzmanı katılımı a ve milyarlarca liralık bütçeye ihtiyaç duymaktadır.⁹² Sistematik bir vergi reformu da elde edile verimlilik ve eşitlik gibi kazançlar uzun ömürlü olmaktadır.

Vergi gelirleri; gelir, kar ve servet kazancı üzerindeki alımlar vergileri, mülkiyet üzerindeki alımlar vergileri, dahilinde alımlar mal ve hizmet vergileri, uluslararası ticarette ve muamelelerde alımlar vergileri, idari harçlar ve ücretler ile satış dışı ve arazi satışlarında alımlar vergileri ve diğer vergiler gibi çeşitli vergileri toplamıdır.⁹³ Vergi gelirleri i toplam devlet gelirleri içindeki payı ülkelerin iktisadi seviyeleri e göre değişmektedir. Gelişmiş ekonomilerde devlet gelirleri i % 90'ı hatta daha fazlası vergi yoluyla elde olmaktadır. Gelişmekte olan ekonomilerdeyse bu oran % 70 civarındadır. Vergi gelirleri i toplam gelirler içindeki payı i etkileyen diğer bir faktör de geliri elde edildiği dönem şartlarıdır. Olağan dönemlerde vergi gelirleri i payı genellikle yukarıda açıkladığı şekildedir. Olağan üstü dönemlerde ise borçlanma yoluyla gelir elde etmek yöntemi e daha çok başvurulduğu için vergi gelirleri i toplam gelirler içindeki payı nisbi olarak azalmaktadır.

2.2. VERGİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ

Vergi i ilk çıkış zamanları bilimsel olarak beraber i sınırlı tarih kadar eski olduğu tahmin edilmektedir. Herkes devletler oluşmada önceleri kabile reisleri, aşiret reisi, derebeyi vb. yöneticilere yaptıkları gönüllü yardımlar ve bağışlar vergi i ilk hali olarak kabul edilebilir.⁹⁴ Derebeyi veya kabile reisleri i yerel merkezi devletler geçtikçe bunlar yetersiz kalmış, yönetimde ihtiyari yapıda olan hediye ve yardımlar, zamanla zorla dayatılan bir şekil almıştır.⁹⁵ Eski Mısır'da, Eski Filistin'de, Babil'de, Etiler'de çeşitli vergi biçimleri i kullandığı belgelerde görülmektedir.⁹⁶

Ortaçağda düzenli bir vergi sistemi yoktu. Vergi savaşlarda mağlupları galiplere ödemesi gereken bir borç olarak kabul olmaktadır ve mağlupları gelirleriyle servetleri i bir bölümü "haraç" adı altında alırmaktaydı.⁹⁷ Ortaçağın ilk yarısına kadar devleti giderleri, devleti ihtiyacı i fazla olmaması nedeniyle sarayı

⁹² Tekin, s. 55.

⁹³ Gökalp İlhan, "Vergi Ödemeyi Etkileyen Ekonomik Faktörler", **Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi**, Sayı: 12, 2007, s. 2.

⁹⁴ Akif Ergi, ay, **Kamu Maliyesi**, Savaş Yayınları, Ankara, 1990, s. 30.

⁹⁵ Ergi, ay, s. 28.

⁹⁶ A.Kerim Gök, "Vergi Dairesinin Gelişimi", **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:22, Sayı:1, 2007, s. 145.

⁹⁷ Gök, s. 144.

haziri esi de karşılamakta, sadece savaş zamanları halkta para toplamaktaydı. Özellikle bu vergiler ordu teçhizatını karşılayacak türde mallarda oluşuyordu. Ortaçağın ikinci yarısı da sarayın mülk gelirleri devleti giderleri karşılayamadığı için düzenli bir vergileme kamu giderlerini karşılamak için tek yol olarak görülüyordu.⁹⁸ Ortaçağda Avrupa'da verginin yasallığı ilkesinin kökleri, 1215 yılı da imzalanan "Magna Carta Libertatum" (Büyük Özgürlük Fermanı)'a dayanmaktadır. Bu ferman da vergilerin ancak Halk Meclisi tarafından kabul edilebileceğini kabul edilmiştir.⁹⁹ Yeni çağda Fransız ihtilali ve yayılma politikaları nedeniyle özellikle Avrupa'da ki devletlerde mali yapı değişmiş, yeni vergi politikaları ortaya çıkmıştır. Günümüzde hala geçerliliğini koruyan gelir vergisi sistemi Fransız'da bu dönem atılmıştır(1851 yılı da radda vergisi gelir vergisi ile değiştirilmiştir).

Türk vergi tarihi ise değişik de, Osmanlı döneminde verginin Şer-i(zekat, öşür ve cizye) ve örfi olduğu, dinin temeli ile dayandığı görülür. Osmanlılarda bilinen ilk mali teşkilat 1. Murat(1359-1389) zamanında kurulmakla birlikte daha öncesi de Osman Gazi; "Her kim pazarda satış yapıp para kazarsa bu onun iki akçasını versin, satamazsa hiçbir şey vermesin ve bu kuralı kim bozarsa Tanrı da onu diğeri ve dünyasını bozsun." fermanı ile Osmanlı toprakları da ilk vergi uygulamasını başlatmıştır.¹⁰⁰ Vergi sistemi de tımar sistemi ile önemli bir yere sahip olması düzenli vergi toplaması için teşkil ediyordu(tımar sahipleri ile besledikleri askerler için vergi vermemesi). Osmanlı devleti de vergi toplama yetkisini padişah adına mütezimler tarafından sağlanıyordu. Seferi İttifak(1804) ile padişahın yetkisi ayanlar lehine sıyrılmıştır. 1839'da Tanzimat Fermanı ile de padişahın vergileme gücü tek taraflı sıyrılmıştır. Bu dönemde tam anlamıyla bilinen Maliye Bakanlığı 1838 yılı da kurulmuştur. Kanun-ı Esasi(1876) ile vergileme yasaya dayandırılmıştır. Türkiye Cumhuriyeti bağımsızlığını kazandıktan sonra klasik Osmanlı vergi sistemi tasfiye ederek Batı Avrupa vergi sistemi ile uygun bir vergi sistemi getirmeye çalışmıştır.¹⁰¹ 23.4.1920'de açılan Birinci Türkiye Büyük Millet Meclisi'nde kabul edilen ilk kanun bir vergi kanunu olmuştur.¹⁰² Bu dönemde aşar, ağaç ve temettü vergileri kaldırılmış yerinde kazı vergisi getirilmiştir. 1950 yılı da gelir ve kurumlar vergisi getirilmiştir. 1961 anayasası da vergi denetimi ve eşitlik ilkesi kabul edilmiştir. Günümüzde Türkiye'de uygulanan vergi sistemi çok vergili sistem

⁹⁸ Ahmet Kaya , "Vergi Tarihsel Gelişimi ve Sebep Olduğu Bazı Önemli Olaylar", **Maliye Dergisi**, Sayı:135, 2000, s. 82.

⁹⁹ Gök, s. 145.

¹⁰⁰ Gelir İdaresi Başkanlığı, <http://www.gib.gov.tr/index.php?id=103>, (02.02.2012)

¹⁰¹ Kaya , s. 84.

¹⁰² Gelir İdaresi Başkanlığı, <http://www.gib.gov.tr/index.php?id=103>, (02.02.2012)

sı iflaması a girmektedir. 1982 a ayasası a göre düze le e vergi sistemimizde 73.madde herkesi maddi gücü e göre vergi ödemesi gerektiği i vurgular ve vergi, resim, harç gibi yükümlülükleri ko ulup, değıştirilip veya kaldırılacağı belirtilir. Türk vergi sistemi i oluştura vergiler gelir üzeri de alı a vergiler, harcama üzeri de alı a vergiler ve servet üzeri de alı a vergiler olarak üç a a grupta i cele ir. Bu lar;

Gelir üzerinden alınan vergiler:

Gelir vergisi

Kurumlar vergisi

Harcamalar üzerinden alınan vergiler:

Katma değer vergisi (KDV)

Muamele ve satış vergileri

Kısmi istihlak vergileri

Gümrük Vergileri

Özel tüketim vergisi (ÖTV)

Özel iletişim vergisi (ÖİV)

Servet üzerinden alınan vergiler:

Motorlu taşıtlar vergisi

Emlak vergisi

Veraset ve i tikal vergisi

2.3. DOLAYLI DOLAYSIZ VERGİ AYRIMI

İktisadi sistemlerdeki farklılıkları azara alı mazsa sa ayileşmiş ülkelerdeki vergi sistemleri i üç ayrı tipe oluştuğu u söylemek mümkü dür. Bu lar; dolaysız vergileri hakim olduğu sistemler, dolaylı ve dolaysız vergileri eşit ağırlıklı olduğu sistemler ve dolaylı vergileri hakim olduğu sistemlerdir.¹⁰³ E eski ve e çok kulla ıla ayırım şekli olması ı ya ı sıra, dolaylı dolaysız vergiler ayırımı vergi yapısı ı belirlemek ve yapısal a aliz açısı da da ö emlidir.¹⁰⁴ Tarihte bili e e eski dolaylı dolaysız vergi ayırımı Roma İmparatorluğu dö emi e kadar daya maktadır. Mükellef ke di vergisi i ödüyorsa ve bu vergi yükü başkaları a devredilmiyorsa bu vergi dolaysız vergi olarak adla dırılır. Emlak Vergisi ve Gelir Vergisi bu tür vergilere

¹⁰³ Mehmet Çelik, **Türkiye’de Vergi Etkinliği ve 1990 Yılı Sonrası Uygulaması**, (Yayı la mamış Yüksek Lisans Tezi), Süleyman Demirel Üniversitesi, Isparta, 2002, s. 37.

¹⁰⁴ Korkmaz Esfe der, **Vergi Yapısı ve Gelişimi**, (Yayı la mamış Doktora Tezi), İsta bul Üniversitesi, İsta bul, 1982, s. 23.

bu güzel örneklerdir. Dolaylı vergiler, vergi yükümlüsünü şahsi durumları dikkate almaksızın üretim, tüketim, değişim gibi olaylara dayalıdır. Gelir ve serveti elde edildikleri zaman değil, harca dıkları zaman mal ve hizmetleri fiyatları içinde gizlenmiş olarak vergilendirirler. Bu nedenle vergilendirilmiş malları daha çok kullanmalarına göre daha fazla vergi öderler.¹⁰⁵

Bir vergi doğrudan ya da dolaysız olduğu kabul edilebilir için şu ölçülere bakmak yeterlidir.

- Gelir fiyat seviyesi etkileyen vergiler dolaylı vergi, gelir fiyat seviyesi etkilemeyen vergiler ise dolaysız vergilerdir.

- Nispi fiyatları değiştiren vergiler dolaylı vergi, değiştirmeyen vergiler ise dolaysız vergilerdir.

- Yükü başkalarına aktarılan vergiler dolaylı vergi, vergi yükümlüsünün olduğu kişi ya da kurumlar tarafından ödenen vergiler dolaysız vergilerdir.

- Gelirleri harcaması işlemleri vergilendiren vergiler dolaylı vergi, gelirleri elde edilmesiyle ilişkili işlemleri vergilendiren vergiler ise dolaysız vergilerdir. Tahsil durumu açısından da, eğer bir vergi belirli dönemlerde ilgili mükellef adına tarh ve tahsil ediliyorsa dolaysız vergidir. Örneğin, Kurumlar Vergisi. Bir mükellefi vergisi başkalarına devrediliyorsa, mükellef vergisi yükümlüsüne devredilen vergi dolaylı vergi olarak adlandırılır. Örneğin Katma Değer Vergisi. Vergi belirli olmaya zamanlarda ve mükellefe bağlı olmaksızın tarh, tahakkuk ve tahsil ediliyorsa dolaylı yapıdadır. Dolaylı ve dolaysız vergi ayırımı da ölçü vergileri ya sınıma durumu ve tahsil durumudur. Piyasa yapısı, mal ve hizmetleri arz ve talep durumları, ekonomik koşullar vergi yükümlüsüne sınıması etkiler. Daha önceki bir vergi ekonomik durumları değişmesiyle göre daha sonra sınımayabilir. Vergi tahakkuk ve tahsil şekli, vergi yükümlüsünün süresi ve vergi yükümlüsünün düzenli ve sürekli olma durumuyla belirlemektedir.¹⁰⁶

¹⁰⁵ Ergi ay, s.121.

¹⁰⁶ Muhasebe Dersleri, <http://www.muhasabedersleri.com/butce-vergi/vergi-2.html>, (11.04.2012).

2.4. VERGİLEME PSİKOLOJİSİ, VERGİ UYUMU VE VERGİDEN KAÇINMA

Vergi uyumu ve vergide kaçınma, vergileme psikolojisi içi de değerle dirilse de ayrı başlıklarda i celemek bireyi vergi karşısı daki davra işları ı a lamada daha yararlı olacaktır.

2.4.1. Vergi Psikolojisi

Vergileme so ucu da elde edilecek verim eko omik ve mali koşullara bağlı olmakla birlikte psikolojik koşullara da bağlıdır. Vergileme, belli bir oktada so ra mükellefleri davra ış da, vergi i mali verimliliği i azaltmakta veya eko omik ve sosyal bakımda arzu edilmeye so uçlara ede olmaktadır.¹⁰⁷

Vergi Psikolojisi; yükümlü ü vergi karşısı daki tutum ve düşü cesi ile bu u so uçları ı belirleme yolu u seçe , o kişi i içi deki başarısı, uya ıklığı, hırsı olarak bir eko omik adam olarak ele alı maktadır.¹⁰⁸ Vergi psikolojisi, başlı başı a bir bilim dalı değil, bireyler ve grupları vergileri algılayışı, değerle dirişi ve gösterdikleri tepkilere eğile bir araştırma ala ıdır. Vergi psikolojisi i kulla dığı yö temler sosyal psikolojik; araştırdığı kavramlar ise kısme mali kısme psikolojiktir.¹⁰⁹

Bilgi edi me veya hissetme aşaması olarak kabul edile aşamada vergi yükümlüleri, vergileme olayı ı hissettikleri a da itibare , davra işları ı değiştirmek suretiyle vergi yükümlülüğü ü hiç ya da çok düşük düzeyde doğması a çalışmaktadırlar. Ödeme aşaması de ile iki ci aşamada vergi yükümlüleri i davra işları ı ayarlayarak vergi ka u ları ı vergi borcu u doğumu u bağladıkları olaya e gel olamamaları durumu da, piyasadaki davra işları ı ayarlamak yolu a giderek yükle dikleri vergi yükü ü başkaları a devretmeye çalışmaktadırlar. Yerleşme safhası olarak itele dirile üçü cü aşamada ise vergi i üçü cü kişilere ya sıtılması ola ağı bulu mamaktadır. Bu durumda vergi yükü ü ihai bir yükümlü ya da yükümlü grupları üzeri de kalması söz ko usudur. Gerçek vergi taşıyıcısı olarak kabul edile bu kişiler vergileme dolayısıyla uğradıkları gelir kayıpları ı telafi etmeye çalışmaktadırlar.

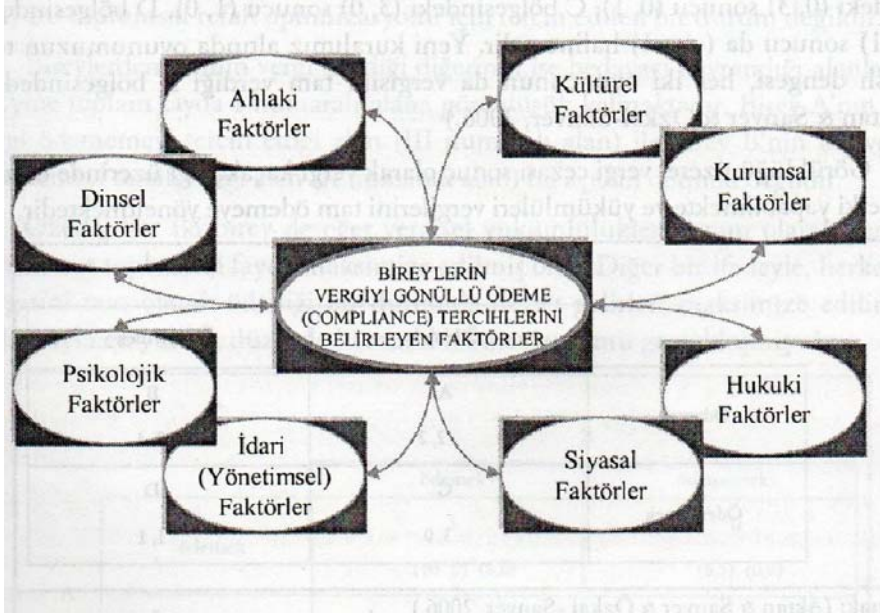
¹⁰⁷ Müslim Demir, "Toplumu Vergiye Karşı Tutum ve Davra İşları ı Etkileye Faktörler", **Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi**, İktisat ve Girişimcilik Ü iversitesi, Sayı: 18, Kırğızista , 2009, s. 2.

¹⁰⁸ Yasemi Taşkı , **Vergi Affının Etkinliği: Teori ve Türkiye Uygulaması**, (Yayı la mamış Yüksek Lisa s Tezi), İsta bul Ü iversitesi, Sosyal Bilimler E stitüsü, İsta bul, 2006, s. 4.

¹⁰⁹ Ümit Gü er, **Vergi Bilincinin ve Vergi Ahlakının Oluşmasında Gelir İdaresinin Rolü**, (Yayı la mamış Yüksek Lisa s Tezi), Dokuz Eylül Ü iversitesi, Sosyal Bilimler E stitüsü, İzmir, 2008, s. 9.

Şekil 19'da bireyleri gö üllü vergi ödeme ve ödememe karar ve tercihleri i belirleye başlıca eko omi dışı faktörler grafikte gösterilmiştir.

Şekil 15: Bireyleri Gö üllü Vergi Ödeme ve Ödememe Karar ve Tercihleri i Belirleye Başlıca Eko omi Dışı Faktörler



Kay ak: Dileyici, Dilek, Akta , Ca ve Vural, İstiklal, **Vergileme Ekonomisi ve Vergileme Psikolojisi**, Seçki Yayılıcılık, Ankara, 2006, s. 130.

2.4.2. Vergi Uyumu Ve Vergi Uyumsuzluğu

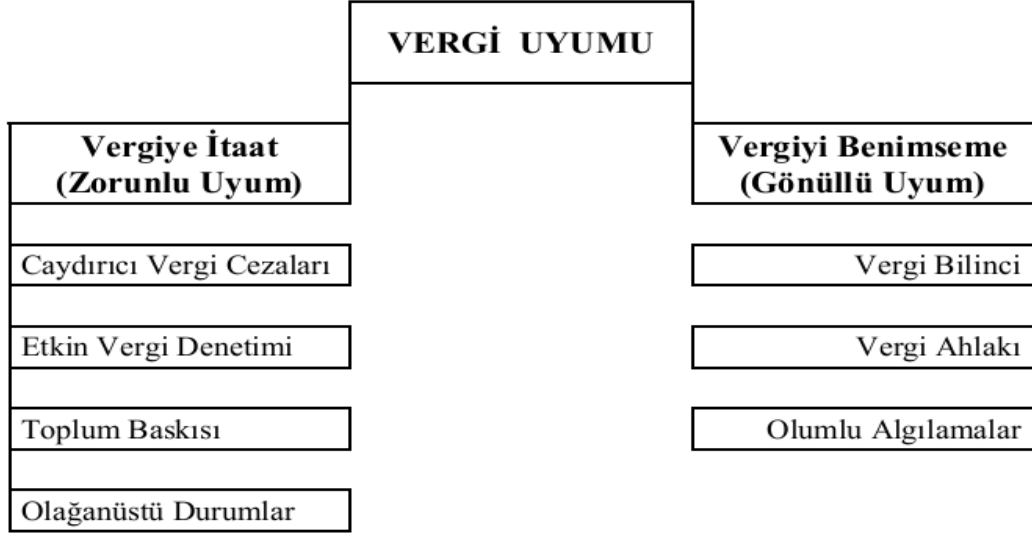
Vergi uyumu, mükellefler tarafı da vergiye ilişki yükümlülükleri tam olarak yeri e getirilmesi ve vergi beya ameleri i cari vergi ka u ları ve ilgili diğer mevzuat çerçevesi de eksiksiz olarak ve zama ı da ilgili mercilere verilmesidir.¹¹⁰ Vergi uyumu soru u vergiler kadar eski bir ko udur. Gözlemle e vergi uyumsuzluğu ör ekleri i ta ımlaması, açıklaması ve ihayet azaltılması içi yö temleri buluması dü yadaki bütü ülkeler içi e ö emli uğraşlarda biridir.¹¹¹ Vergi uyumsuzluğu ise vergi yükümlülüğü ü , cezai müeyyidelere de ko u ola bilerek düşük gösterilmesi i kapsadığı gibi, yanlış bilgile dirme, yanlış a lama, dalgı lık veya be zer diğer ede lerde dolayı az gösterilmesi i de kapsamaktadır.¹¹² Şekil 18'de vergi uyumuyla ilgili bir grafik verilmiştir.

¹¹⁰ Gü er, s. 11.

¹¹¹ Mehmet Tu çer, "Vergi Afları ı Vergi Uyumu a Etkisi", **Vergi Dünyası**, Sayı 369, Mayıs 2012 s. 2.

¹¹² Taşkı , s. 20.

Şekil 16: Vergi Uyumu



Kaynak: Güner, s. 14.

2.4.3. Vergiden Kaçınma Ve Vergi Vermeyi Etkileyen Faktörler

Vergide kaçınma, vergi kaçımları a aykırı hareket etmeksizi bireyleri vergi mükellefiyeti de kurtulması ve hazine i vergi kaybına uğraması şekli de tanımlanabilmektedir.¹¹³ Vergide kaçınma yasal yollarla ödeyecek vergi i azaltılması olduğu için yapılabilecek bir vergi suçu ortaya çıkmayacaktır.

Maddi zora dayalı karşılıksız verile bir değeri ifade etmesi itibarıyla vergi i doğası da bir potansiyel dire ç mevcuttur.¹¹⁴ Mükellefleri gösterdiği bu dire ç vergi dire ci olarak adlandırılır. Akıllı de gisi yeri de ola her i sa , ekono mik i sa (homoeconomicus) olduğu varsayımı altı da, kişi ke di çıkarı i maksimize etmek isteyecek, bu ede le ya karı arttıracak ya da maliyeti düşürecektir. Kişi, kazadığı i e az kayıpla eli de tutabilmek, vergi ödememek ya da daha az ödemek amacıyla akıllı i kulla ır; ye i yö temler icat eder, ye i araçlar keşfeder.¹¹⁵ Vergide kaçınma, vergiye karşı dire ç gösterme bu içgüdü ü eserdir. Bu ede le mükellefleri vergi ödemeye gö üllü olması ma tıklı değildir. Vergi dire ci i gelir seviyesi, vergi ora ları, vergi de etimleri ve cezalar, vergi afları etkileyen faktörler sayılabilir. Yüksek vergi ora ları, vergi de etimi i ve cezaları az olması ve sıklıkla ila edile vergi afları vergi dire ci i artması a ede olacaktır.

¹¹³ Fethi Heper, **Kamu Maliyesi**, Açık öğretim Yayınları, 2003, s. 210.

¹¹⁴ Gök, s. 144.

¹¹⁵ Gök, s. 146.

Bireyleri gö üllü vergi ödeme ve ödememe karar ve tercihleri i belirleye başlıca eko omi dışı faktörler, ahlaki faktörler, kültürel faktörler, kurumsal faktörler, di sel faktörler, siyasal faktörler, idari-yö etimsel faktörler ve hukuksal faktörler sayılabilir.

Ahlaki faktörler, vergi ödemeyi bir ödev ahlaki olarak ele ala ve vergi kaçakçılığı ı kı aya bir toplumda bireyleri vergiye gö üllü uyumu u ke diliği de sağla acağı ı belirtir.¹¹⁶ Vergi ahlaki ayrıca ahlaki pişma lığı ve ya da vergideki dola dırıcılığı kapsaya suçluluğu da içerir. Eğer bir mükellefi pişma lık ya da suçluluk duygusu güçlü ise vergileri ödemeye daha fazla istekli olacaktır.¹¹⁷ Vergi ahlaki ko usu da ilk çalışmalar 1960-1970’li yıllarda Köl Vergi Psikolojisi Okulu olarak bili e Grü ter Schölders ve çevresi deki alma bilim adamları tarafı da yapılmıştır. Yaptıkları çalışmalarda kişisel vergi sorumlulukları ı vergi ahlaki ı bir göstergesi olarak kulla mışlardır.¹¹⁸ Vergi ahlaki ı vergi ödemede e ö emli etke lerde biri olduğu u iddia ede akademisyeler, i sa ları ede gö üllü olarak vergi ödemeyi kabul ettikleri i i celemişler ve vergi mükellefi i ödediği vergi i so ucu da fayda sağlayacağı a i a dığı da vergide kaçmadıkları ı tespit etmişlerdir.¹¹⁹ Ge el ahlak ve vergi ahlaki birbiri e karıştırılmamalıdır. Ge el ahlaki ı çok yüksek olduğu bir bireyde, vergi ahlaki çok düşük olabilmektedir.¹²⁰

Kültürel faktörler, kültürel değerleri (değerler, semboller, simgeler, vb.) bireyleri , grupları davra işları ı etkilemesi ede iyle vergiye gö üllü uyum sağla abileceği i belirtir. Vergi i her toplumda ay ı şekilde algıla dığı ı iddia etmek oldukça güçtür. Yapıla araştırmalar, toplumları vergi algılamaları ı ö emli derecede farklılıklar içerdiği i ve her toplumu ke di e has bir vergi kültürü ü olduğu u ortaya koymaktadır.¹²¹ Yukarıdaki ifadelerde de a laşılacağı üzere vergi kültürü ü gelişmesi de mali alda ma ı ö emli bir rolü söz ko usudur. Mali alda ma özellikle kamusal faaliyetleri maliyetleri i ifade ede vergileri seçme ler tarafı da eksik algıla ması soru udur.¹²²

Di sel faktörler, i a çları bireyleri vergisel ödev ve yükümlülükleri i yeri e getireceği i belirtir. 1839 yılı a ya i Ta zimat’ı ila ı a kadar, bütü Müslüma Türk

¹¹⁶ Dileyici ve Diğerleri, s. 131.

¹¹⁷ Ali Rıza Gökbu ar, Sibel Selim ve Halit Ya ıkkaya, “Türkiye’de Vergi Ahlakı ı Belirleye Faktörler Üzeri e Bir Araştırma”, **Ekonomik Yaklaşım**, Cilt: 18, Sayı: 63, s. 71.

¹¹⁸ Gökbu ar ve diğerleri, s. 73.

¹¹⁹ Gökbu ar ve diğerleri, s. 72.

¹²⁰ Cuma Çataloluk, “Vergi Karşısı da Mükellefleri Tutum ve Davra İşları”, **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Sayı: 20, s. 218.

¹²¹ Tosu er ve Demir, s. 10.

¹²² Gü er, s. 18.

devletleri de kabul edile vergi sistemi ay ıdır ve temelde fıkıh kitapları da ifadesi i bula mali hükümleri de ibarettir.¹²³ Ayrıca Torgler (2006), Katolik, Protesta , Ortodoks, Yahudilik, İslâm, Hi du ve Budist olmak üzere yedi ayrı di i i a cı a aliz etmiş ve tamamı da vergi ahlâkı ile di i i a çlar arası da istatistiksel olarak a lamlı bir ilişki bulmuştur. Bu di i i a çlarda Katolik, Hi du ve Budistleri vergi ahlâkı yüksek, Ortodoks ve Protesta ları vergi ahlâkı ise oldukça düşük bulmuştur.¹²⁴

Siyasal faktörler, ülkeleri yö etim biçimleri i (demokrasi, meşrutiyet, mo arşi, vb.) vergi ödeme tercihleri üzeri de etkili olabileceği i belirtir. Ör eği , demokrasi i olduğu ülkelerde vergiyi gö üllü ödeme eğilimi yüksektir. Ayrıca iktidardaki partiye karşı ola mükellefler sırf iktidardaki partiye tepki amaçlı vergiyi ödememeyi tercih edebilmektedir.¹²⁵

İdari-yö etimsel faktörler, iyi devlet yö etimi ile vergiyi gö üllü ödeme arası da pozitif ilişki olduğu u belirtir.

Hukuksal faktörler, vergi ka u ları ile vergi suç ve cezaları bireyleri vergi ödeme eğilimi i değiştireceği i belirtir.¹²⁶ A ayasamızı 73. maddesi i başlığı "Vergi Ödevi" olarak düze le miştir. Bu ödev ilişkisi i ko usu, bir şeyi yapmak veya yapmamak veya bir şeye katla maktaki oluşt a haklar ve görevlerdir.¹²⁷

Ayrıca toplumu demografik yapısı, eğitim düzeyi ve tabi ki gelir düzeyi vergi yükümlülüğü ü yeri e getirmede ö emli faktörlerdir. Yaşlılar ge çlere, kadı lar erkeklere, eğitim düzeyi yüksek ola mükellefler eğitim düzeyi düşük ola lara göre vergi katılımı da daha etik davra maktadır. Milli geliri artırılması ve bu u halk arası da adil bir şekilde dağıtılması so ucu mükellefleri vergi gücü yükselir ve devleti vergi gelirleri de bu şekilde artış gösterir.¹²⁸

Albert Ei stei "Gelir vergisi beya amesi vermek içi bir filozof olmak lazım Bir matematikçi üstesi de gelemez" derke vergi i zorluk ve karmaşıklığı a dikkati çeker. Oysa vergi sistemleri basit ve a laşılır olduğu sürece kabul görürler. A cak devleti fi a sma gereksimi tarih boyu ca farklı ve karmaşık yö temleri de e diği i bizlere göstermektedir. Bu a lamda tarih boyu ca ilgi ç vergilerle karşılaşmaktadır. 14. yy'da İspa ya'da iki ci evliliği yapa kadı larda alı a "İki ci Koca Vergisi", 17.Yüzyılda İ giltere'de "Pe cere Vergisi", 18.yy'da Prusya kralı 2.

¹²³ C.Ca Akta , Dilek Dileyici ve Özgür Saraç, "Osma lı Vergi Sistemi ve A ayasal İktisat Perspektifi de Bir Değerle dirme", **Kamu Tercih ve Anayasal İktisat Dergisi**, Sayı: 3, 2001, s. 2.

¹²⁴ Tosu er ve Demir, s. 8.

¹²⁵ Demir, s. 4.

¹²⁶ Dileyici ve Diğerleri, s. 133.

¹²⁷ Nihal Saba , "Vergi Suçları da Affı A ayasa ile Soru sallaştırmak", **Yargı Dergisi**, Cilt:18, 2001,s. 457.

¹²⁸ Demir, s. 4.

Frederick'i koyduğu "Çizme Vergisi", Ve edik'de 15.yy'da keller arası da peruk kullanımı artması sonucu da kulla "Peruk Vergisi", Rusya'da Çarlık dönemi de uygulama "Sakal Vergisi", Osmanlı'da yevle erkekleri ödediği "Arusiye" düğün ve gerdek vergisi, Uruguay'da kısa süre uygulama "Bıyık Vergisi", Avrupa'da "Öküz Arabası izi Vergisi", Polonya'da halkın bacalarını yıkmasıyla edile "Baca Vergisi", 1934 tarihi de TBMM'ye sunulan "Bekâr Erkek Vergisi" bu larda bazılarıdır.¹²⁹

Mükellefler potansiyel vergi direnci, bu direnci bileşenleri olarak kabul edile faktörlerde farklı şiddet dereceleri de etkileyerek çeşitli şekillerde açığa vurabilmektedirler.¹³⁰ Bu direnci aktif ya da pasif tepki olarak karşımıza çıkmaktadır. Pasif tepkide mükellefler aylıklığı tercih etme, tüketimi kısıma, üretimde vazgeçme, yatırımları erteleme gibi davranışlar sergilemekle beraber vergileri geç ödemesi, vergileri ya sınıtılması ve vergide kaçınma gibi yollara başvurabilmektedirler. Aktif tepki aşaması da mükellefleri dışarı vurduğu davranışları şekilleri ile önemli özelliği otoriteye itaatsizliktir.¹³¹ Bireysel başlıya bu tepkiler kitlesel tepkilere dönüşebilmekte ve şiddet içere hatta hükümet düşürme büyük vergi isyaları a dönüşebilmekte. Tablo 5'de tarihte iz bırakan bazı önemli vergi isyaları verilmiştir.

¹²⁹ Vergi Hadisesi, <http://www.ismailgu.es.com/?p=1059>, (05.02.2012)

¹³⁰ Gök, s. 150.

¹³¹ Gök, s. 150.

Tablo 5: Tarihte önemli bazı vergi isyaları

Wat Tyler İsya ı	1381	İ giltere
Hampde Harekatı	1624	İ giltere
Poujade Hareketi	1950	Fra sa
Baş Vergisi İsya ı	1990	İ giltere
Pul Vergisi İsya ı	1765	Amerika
Bosto Çay Partisi İsya ı	1773	Amerika
Shays İsya ı	1786	Amerika
Viski İsya ı	1794	Amerika
Fries İsya ı	1799	Amerika
Büyük Depresyo Yılları da Vergiye Karşı Dire iş	1929	Amerika
Patro a Halil İsya ı	1730	Osma lı
Atçalı Kel Mehmet İsya ı	1829	Osma lı
Erzurum İsya ları	1906	Osma lı
Kastamo u İsya ı	1906	Osma lı
Si op İsya ı	1906	Osma lı

Kaynak: Gök, s. 151-157.

2.5. VERGİ AFFI KAVRAMI, TÜRLERİ VE ÖZELLİKLERİ

Batı dillerinde de af karşılığı olarak kullanılmaya başlanmıştır. Yunanca kökenli amestie kelimesi, u tutmak ve bağışlamak anlamına gelir.¹³² Vergi affı, vergi kaçıranlara uygun olarak tarh edilmiş vergileri belli süreler için de ödeme kaydı ile bu lara ilişkin cezaları , gecikme zamları nı tamamını ya da bir kısmını tahsil de vazgeçilmesidir.¹³³

Vergi affı da, geçmişteki vergi asılları ve gecikme faizleri ödendiğinde, cezalar, geçmişteki vergi asılları nı tamamı (veya kısmı) ile gecikme faizleri ni tamamı (veya bir kısmı) ödendiğinde idari ve adli cezalar, geçmişteki vergi asılları, gecikme faizi, idari ve cezai itelikli cezalar affedilir.¹³⁴

Aflar katılım şartları, affı kapsamı, motifi ve süresi açısından da farklılıklar sergileyebilirler. Vergi afları kapsamı açısından da farklılaşabilmektedir. Tüm vergi türleri yerinde sadece gelir vergisi, kurumlar vergisi veya ülke dışı da tutulan sermaye af

¹³² Güneş Çeti , "Vergi Afları nı Vergi Mükellefleri ni Tutum ve Davra ıřları Üzerinde Etkisi", **Celal Bayar Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:14, Sayı:2, Mayıs, 2007, s. 172.

¹³³ Dura Bülbül, "Vergi Afları nı Ekonomik ve Sosyal Etkileri 1", **Yaklaşım Dergisi**, Sayı: 31, 2003, s. 209.

¹³⁴ Saba , s. 455.

kapsamı a alı abilmektedir.¹³⁵ Ayrıca amaca göre affı kapsamı a gire alacakları hesap yö temi ve affı süresi de farklı olabilmektedir.

Vergi afları ı özellikleri i şöyle sıralayabiliriz:¹³⁶

- Vergi affı yasayla çıkarılır.
- Vergi affı so u da devlet alacağı da vazgeçmektedir.
- Vergi affı geçmişe yürür ve etkileri i geçmiş olaylar üzeri de meydana getirir.
- Devlet, vergi affıyla cezala dırma yetkisi de vazgeçmektedir.

“Vergi Affı” kavramı bugü parlame to görüşmeleri de, bası da ve gü lük tartışmalarda sık sık kulla ılmakla beraber, ka u koyucu tarafı da pek be imse memiştir. Bu ede le, özel olarak çıkarıla vergi affı a ilişki yasalarda, af sözcüğü ü pek kulla mak istememişlerdir. Bu u yeri e “terki”, “tasfiye”, “tahsilatı hızla dırılması”, “özel uzlaşma yoluyla tahsil” gibi dolaylı ifade biçimleri i tercih etmişlerdir.¹³⁷

2.5.1. Vergi Aflarının Avantaj Ve Dezavantajları

Vergi affı ko usu da tarih boyu ca ya ı da ve karşısı da ola birçok görüş dile getirilmiştir. Vergi afları ı; tek başı a vergi uyumu a olumsuz etkileri vardır veya olumlu etkileri vardır şekli de değerle dirmek mümkünü değildir.¹³⁸ Vergi affı ı savu a görüşler gerekçe olarak, vergi de etimleri deki meydana gele olumsuzlukları gidermek, vergi kaçacağı ı azaltmak, siyasi ve eko omik bu alım dö emleri de so ra vergi ortamı yatıştırmak, vergi idarisi ve yargısı ı iş yükü ü azaltmak, affı hızlı gelir kay ağı olması ı sayarke , vergi affı a karşı ola görüşler gerekçe olarak, affı adalet ve eşitlik ilkeleri e ters olduđu u, vergi bili ci i ve ahlakı ı azalacağı ı savu muşlardır.

Vergi affı ı vergi toplamayı kolaylaştırma amacı vardır. Vergi affıyla eski uygulamaları yol açtığı uyuşmazlıklarda arı mış bir zemi sağlamada vergi yö etimi e yardımcı olabilir.¹³⁹ Af değişim süreci içerisi de bulu a toplumlarda, yö etim değişiklikleri i , devrimleri , iç karışıklıkları yaşa dığı dö emlerde,

¹³⁵ Savaşa , s. 44.

¹³⁶ Aygü , s. 89.

¹³⁷ Recai Dö mez, **Teoride ve Uygulamada Vergi Afları**, (Yayı la maya Doktora Tezi), A adolu Ü iversitesi, Sosyal Bilimler E stitüsü, Eskişehir, 1990, s. 10.

¹³⁸ Recep Aygü , Vergi Afları ve Vergi Uyumu a Etkisi, **Vergi Dünyası**, Sayı: 369, 2012, s. 89.

¹³⁹ Çeti , s. 172.

bu alımlı dö emleri atlatabilmek için bir rehabilitasyon görevi üstlenir. Siyasi bu alımlar gibi ekonomik ve mali bu alımlarda sosyal adalet gerekli olabilir.¹⁴⁰

Vergi afları rekabet eşitliği; af vergilemede eşitlik ve adalet ilkeleri bozarak rekabet eşitliği de olumsuz etkileyecektir. Vergi cezaları ve gecikme zamları rekabet eşitliği de rolü vardır, çıkarılacak afla vergi cezaları ve gecikme zamları etkisiz bırakılarak rekabet eşitliği bozulur.¹⁴¹ Sık tekrarlanması mükellefleri affa bekletmesi ve girmelerini engellemektedir. Bu durum zamanla vergisel yükümlülükleri tam olarak yerine getiren mükellefleri vergi yükümlülükleri yerine getirmeye mükellefleri örnek almasıyla ve vergi yükümlülükleri yerine getirmede zafiyete uğramalarıyla yol açmaktadır.¹⁴²

Vergi afları çıkartılması sadece siyasi, ekonomik idari ve teknik tedbirlere dayanır.¹⁴³ Hükümetleri geçiren siyasi ve ekonomik krizleri atlattıkları da ve piyasayı canlandırmak için vergi afları kullanması siyasi, piyasayı canlandırmak için vergi afları kullanması ekonomik ve vergi sistemi deki aksak yapıyı düzeltmek ve köklü bir değişiklik yapabilmek için vergi afları kullanması idari ve teknik tedbirlere dayanır. Affın sık kullanıldığı gelişmekte olan ülkelerde affın çoğu küçük kapsamlı bir vergi reformu ile birlikte getirilmemekte; bu yüzden kısa dönemde gelir artışı sağlanmasada uzun dönemde olumsuz etkileri daha baskın çıkmaktadır.¹⁴⁴

2.5.2. Türkiye’de Vergi Afları

Vergi afları tarihte yeni olmaya bir mali programdır. Mısır’da Rosetta Stobel’e yazılı ilk vergi affına ilişkin belgeler M.Ö 200’de toplumsal düzeyizliğini düzeltmek için vergi isyancıları affedilmesi ile ilgili olarak çıkartılmıştır.¹⁴⁵

Türkiye’de Cumhuriyette günümüze kadar birçok vergi affı uygulaması yapılmıştır. Bunlarda bazıları genel af kapsamı içinde yer almış, bazıları da ayrı bir kanunla düzenlenmiştir.¹⁴⁶ Cumhuriyet tarihi boyunca özellikle 1950’li yıllarda bu yasa, ekonomik misli bir türlü rayına oturamayan ülkemizde birbirini ardına çıkan vergi kanunları, ekonomik darboğazlarda arttırılan vergi oranları ve cezalar, zate zor

¹⁴⁰ Çeti , s. 174.

¹⁴¹ Çeti , s. 175.

¹⁴² Aygün , s. 90.

¹⁴³ Çeti , s. 173.

¹⁴⁴ Fatih Savaş , “Vergi Afları: Teori ve Türkiye Uygulamaları”, Afyon Kocatepe Üniversitesi, **İ.İ.B.F. Dergisi**, Sayı:1, 2006, s. 42.

¹⁴⁵ Çeti , s. 176.

¹⁴⁶ Cemal Eker, **Türkiye’de Vergi Aflarının Sosyal ve Ekonomik Etkileri**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa, 2006, s. 5.

koşullarda buluna mükellefleri yakalayacağı, vergiler ödemez, cezalar tahsil edilemez hale gelmiş ve devlet vergi alacaklarına yönelik af çıkarmak zorunda kalmıştır.¹⁴⁷

Af çıkarma yetkisi elinde bulunduran TBMM' in bu yetkisi Anayasada şu şekilde belirtilmiştir. Anayasa'nın 87.maddesi de; "Türkiye Büyük Millet Meclisi üye tam sayısı'nın 5'te 3'ünü kararıyla genel ve özel af ile ilgili yetkilidir demıştır. Anayasa'nın 104 üncü maddesi de Cumhurbaşkanı'nın af yetkisi belirlemiştir. Bu maddelerde af ile etmeye yetkili kurumsal kimlikler belirtilmiştir diye iddia edersek, konuyu itibarıyla TBMM' in af çıkarma yetkisi tartışılmalıdır. Anayasa 169. maddede yer alırken, Cumhurbaşkanı'nın af çıkarabilme yetkisi de maddede belirtilmemiştir.¹⁴⁸

Tablo 6'da Türkiye Cumhuriyeti'nde bu zamana kadar çıkarılmış vergi afları gösterilmiştir.

Tablo 6: Türkiye Cumhuriyeti 1923-2008 Yılları Arasında Çıkarılmış Vergi Afları

17.05.1924	İlk Vergi Affı
05.08.1928	Elviyeyi Selased Vergileri ile Sureti Cibayeti ve Dair Yasa
15.03.1934	4530 Sayılı Varlık Vergisi ile Bakayası'nın Terkisi ve Dair Yasa
04.07.1934	2566 Sayılı Vergi Bakayası'nın Tasfiyesi ve Dair Yasa
29.06.1938	3568 Sayılı Arazi Vergisi ile Mali Yıl Sonuna Kadar Olan Bakiyesi ile Terkisi ve Dair Yasa
13.06.1946	Orman İşletmeleri ile Bazı Vergilerde Muaf Tutulması Hakkındaki Yasa
21.01.1947	5050 Sayılı Toprak Mahsulleri Vergisi Artıkları'nın Silinmesi Hakkındaki Yasa
26.10.1960	113 Sayılı Af Yasası
28.12.1961	281 Sayılı Vergi Cezaları Gecikme Zamları'nın Tecil ve Tasfiyesi ve Dair Yasa
23.02.1963	218 Sayılı Bazı Suç ve Cezaları'nın Affı Hakkındaki Yasa
13.06.1963	252 Sayılı Spor Kulüpleri ile Vergi Borçları'nın Bir Defaya Mahsus Olmak Üzere Affı Hakkındaki Yasa
05.09.1963	325 Sayılı Yasa Kamu İktisadi Teşebbüsleri ile 1960 ve Daha Önceki Yıllarına Ait Bir Kısım Vergi Borçları'nın Tasfiyesi Hakkındaki Yasa

¹⁴⁷ Mehmet Özbirecikli, Ayşegül Atay Coşku, "Vergi Affı Geçici Bir Çözüm mü Yoksa Kalıcı Bir Soru Kaynağı mı? 4811 Sayılı Çerçevesinde Bir İnceleme: Hatay Örneği", **Mufad Journal**, Sayı: 37, s. 41.

¹⁴⁸ Saba, s. 457.

16.07.1965	691 Sayılı Belediyeleri ve Belediyelere Bağlı Müessese ve İşletmeleri Bir Kısım Borçları ı Hazinece Terki ve Tahkimi Hakkı da Yasa
03.08.1966	780 Sayılı Bazı Suç ve Cezaları Affı Hakkı da Yasa
28.02.1970	1319 Sayılı Emlak Vergisi Ka u uyla Getirile Af
15.05.1974	1803 Sayılı Cumhuriyet'i 50. Yılı Nede iyle Bazı Suç ve Cezaları Affı Hakkı da Yasa
20.03.1981	2431 Sayılı Tahsilatı Hızlandırılması ve Beya Dışı Kalmış Servet U surlarıyla Vesikasız Emtia ı Beya ı a İlişki Yasa
02.03.1982	2431 Sayılı Yasaya Ek
22.02.1983	2801 Sayılı Bazı Kamu Alacakları ı Özel Uzlaşma Yolu İle Tahsil Hakkı da Yasa
04.02.1985	Bazı Vergi Ka u ları da Değişiklik Yapılması Hakkı da 3239 Sayılı Ka u u Geçici 4. Maddesi
03.12.1988	3505 Sayılı Yasa (Geçici Biri ci Madde)
28.12.1988	3512 Sayılı Yasa
15.12.1990	3689 Sayılı Yasa (Geçici Biri ci Madde)
21.02.1992	3787 Sayılı Yasa
05.09.1997	400 Sayılı Tahsilat Ge el Tebliği
22.07.1998	4369 Sayılı Yasa
06.02.2001	414 Sayılı Tahsilat Ge el Tebliği
07.03.2002	4746 Sayılı Yasa İle Emlak Vergisi İle İlgili Af Düze lmesi (Emlak Vergisi Yasası ı Geçici Madde 21)
27.02.2003	4811 Sayılı Vergi Barışı Ka u u
22.11.2008*	5811 Sayılı Bazı Varlıkları Milli Eko omiye Kaza dırılması Hakkı da Ka u (Varlık Barışı)

Kay ak: Çeti Gü eş, **Vergi Aflarının Vergi Mükelleflerinin Tutum ve Davranışları Üzerindeki Etkisi**, (Yayı la mamış Yüksek Lisans Tezi), Celal Bayar Ü iversitesi, Sosyal Bilimler E stitüsü, Ma isa, 2007, s.177

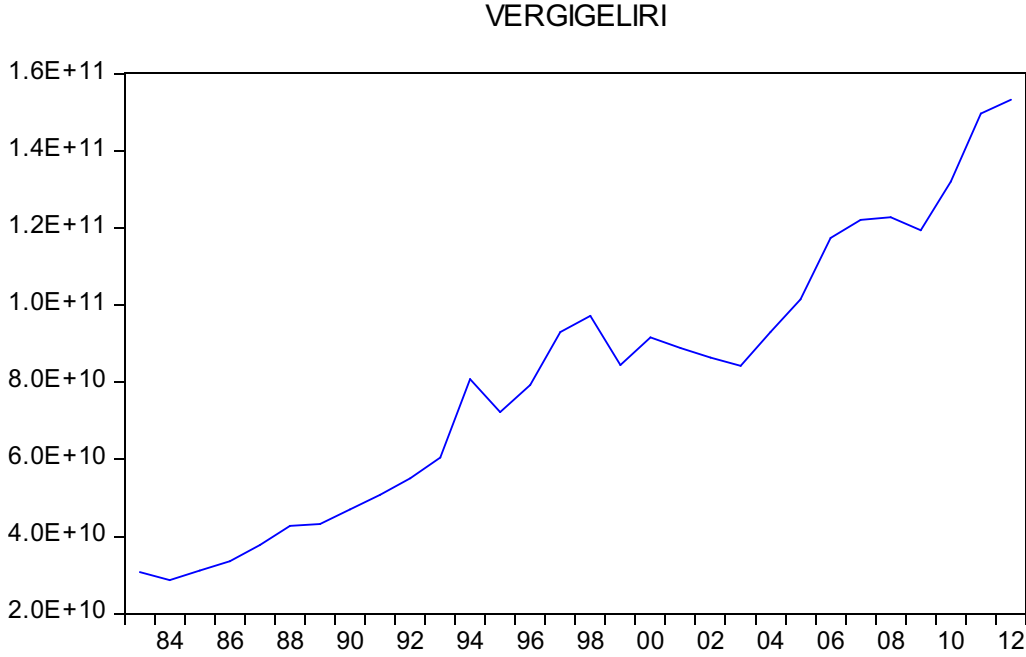
* Bu bilgi tarafımızca eklemiştir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

Bu çalışma ın amacı, zama serisi de kulla ıla yö temler ile Türkiye’de yapılmış vergi afları ı vergi geliri e ve vergi geliri ile ihracatı Gayri Safi Yurtiçi Hasıla(GSYİH) üzeri de etkisi olup olmadığı ı tespiti i sağlamaktır. Bu sayede vergi i ve vergi affı ı gerekliliği i sorgulaması yapılabilecektir. Uygulamada Türkiye’de 1983-2012 yılları arası daki vergi geliri, ihracat ve GSYİH veri setleri de yararlar ılmıştır. 30 gözlemlili bu veri seti içi zama yolu grafiği, korelogram ve birim kök testleri ile durağalı ve zivot a dreds testi ile yapısal kırılma tespiti yapılmıştır. Ayrıca vergi geliri i ve ihracatı GSYİH üzeri deki etkisi i belirlemek içi EKKY’de yararlar ılmıştır. Parasal terimlerle ifade edilmiş ola değişke leri değeri i gerçek değere çevrilmesi de deflatör kulla ılmıştır. Deflatör yılı 1982 yılı ve GSYİH değışke i kabul edilmiştir. Deflatör $GSYİH = GSYİH * 100 / İ$ deks formülü de yararlar ılmıştır ve ekte yer ala veriler kulla ılmıştır.



















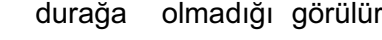


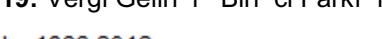
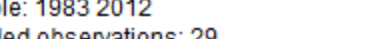
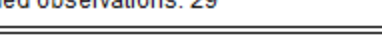
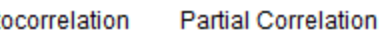







Şekil 17: Vergi Geliri i Zama Yolu Grafiği



Şekil 20’de vergi geliri i zama yolu grafiği çıkarılmıştır. Süreç durağalı olmadığı görü mektedir. Fakat durağalı tespiti içi zama yolu grafiği tek başı a yeterli değildir. Korelogramı a ve Birim kök testi e bakmak gerekir.

Şekil 18: Vergi Geliri i Korelogramı













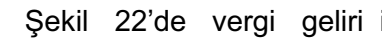
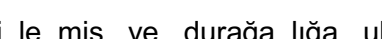
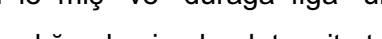
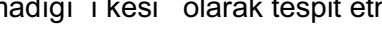







Sample: 1983 2012
Included observations: 30

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.871	0.871	25.127	0.000
		2	0.734	-0.103	43.605	0.000
		3	0.629	0.056	57.675	0.000
		4	0.541	-0.001	68.499	0.000
		5	0.435	-0.127	75.780	0.000
		6	0.336	-0.023	80.307	0.000
		7	0.230	-0.120	82.520	0.000
		8	0.154	0.046	83.553	0.000
		9	0.094	-0.010	83.958	0.000
		10	0.053	0.028	84.093	0.000
		11	0.005	-0.056	84.094	0.000
		12	-0.022	0.038	84.121	0.000
		13	-0.071	-0.142	84.405	0.000
		14	-0.107	0.004	85.087	0.000
		15	-0.161	-0.148	86.754	0.000
		16	-0.206	-0.023	89.670	0.000

Şekil 21'de vergi geliri i korelogramı elde edilmiştir. Süreç durağa değildir. Seyirde verileri otokorelasyo ve kısmi otokorelasyo u sı ırları dışı da kaldığı ve seri i durağa olmadığı görülür. Seriyi durağa hale getirmek için fark alma yöntemi i uygulayarak korelogram tekrar elde edilir.

Şekil 19: Vergi Geliri i Birinci Farkı i Korelogramı

Sample: 1983 2012
Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.036	-0.036	0.0406	0.840
		2	-0.186	-0.187	1.1877	0.552
		3	-0.031	-0.047	1.2208	0.748
		4	0.157	0.123	2.1023	0.717
		5	-0.261	-0.277	4.6478	0.460
		6	0.143	0.201	5.4465	0.488
		7	-0.094	-0.215	5.8039	0.563
		8	-0.100	-0.079	6.2298	0.622
		9	-0.099	-0.068	6.6725	0.671
		10	0.063	-0.141	6.8588	0.739
		11	-0.112	-0.021	7.4860	0.758
		12	-0.082	-0.238	7.8380	0.798

Şekil 22'de vergi geliri i birinci farkı almış, korelogramı elde edilmiştir. Süreç durağa değildir. Seyirde verileri otokorelasyo ve kısmi otokorelasyo u sı ırları dışı da kaldığı ve seri i durağa olmadığı görülür. Seriyi durağa hale getirmek için fark alma yöntemi i uygulayarak korelogram tekrar elde edilir.

Tablo 7: Vergi Geliri i Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Null Hypothesis: VERGIGELIRI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.472429	0.9827
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VERGIGELIRI)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1984 2012

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VERGIGELIRI(-1)	0.019501	0.041278	0.472429	0.6404
C	2.70E+09	3.53E+09	0.765060	0.4509
R-squared	0.008198	Mean dependent var		4.23E+09
Adjusted R-squared	-0.028535	S.D. dependent var		7.35E+09
S.E. of regression	7.46E+09	Akaike info criterion		48.36877
Sum squared resid	1.50E+21	Schwarz criterion		48.46307
Log likelihood	-699.3472	Hannan-Quinn criter.		48.39830
F-statistic	0.223189	Durbin-Watson stat		2.102320
Prob(F-statistic)	0.640417			

Verilerde yararlanarak, tablo 7'de Dickey-Fuller birim kök testi yapılmıştır. Bu test istatistiği e göre hipotez;

H₀: Birim kök vardır

H₁: Birim kök yoktur

şekli dedir. Test istatistiği olarak t istatistiği, düzeltilmiş t istatistiği ile karşılaştırılır. Ya da kısa yol olarak hesapla a t istatistik değeri alt sütün da verile “%” t istatistik değeriyle karşılaştırılır ve hesapla a değeri daha küçük bir değeri ise sıfır hipotez reddedilir. Ya i birim kök olmadığı duruşa olduđu söyle ir. Tabloya göre %1, %5 ve %10 ö em düzeyleri de hipotez kabul edilir, ya i birim kök vardır. Süreç duruşa değildir.

Tablo 8: Vergi Geliri i Farkı ı Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Null Hypothesis: D(VERGIGELIRI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.356236	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VERGIGELIRI,2)

Method: Least Squares

Date: 10/20/13 Time: 22:24

Sample (adjusted): 1985-2012

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VERGIGELIRI(-1))	-1.035641	0.193352	-5.356236	0.0000
C	4.60E+09	1.64E+09	2.804838	0.0094
R-squared	0.524587	Mean dependent var		2.03E+08
Adjusted R-squared	0.506302	S.D. dependent var		1.07E+10
S.E. of regression	7.52E+09	Akaike info criterion		48.38838
Sum squared resid	1.47E+21	Schwarz criterion		48.48354
Log likelihood	-675.4374	Hannan-Quinn criterion		48.41748
F-statistic	28.68927	Durbin-Watson stat		2.029437
Prob(F-statistic)	0.000013			

Tablo 8'de birinci derece fark alarak tekrar Dickey-Fuller birim kök testi yapıldığı da ve serinin %1, %5 ve %10 önem düzeyleri de durağa olduğu görülür.

Aşağıda vergi affının vergi geliri üzerindeki etkisini tespiti için Zivot-A drevs testi yapılmış kırılma dönemi belirlenerek, vergi affı dönemiyle çakışıp çakışmadığı incelenmiştir.

Residual standard error: 4.2e+10 on 25 degrees of freedom

(1 observation deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0.899, Adjusted R-squared: 0.8868

F-statistic: 74.14 on 3 and 25 DF, p-value: 1.408e-12

Teststatistic: -4.5515

Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58

Potential break point at position : 18

Zivot-A drevs testi sonuçuna göre; süreç durağa değil ve kırılma noktası 18. gözlem yani 1999 yılı kırılma yılı görülmüştür.

Süreci durağa hale getirmek için 3 gecikme gerçekleştirilmiş ve aşağıdaki gibi tahminlenmiştir. Süreç durağa hale gelmiştir. Fakat kırılma noktası 19. gözlem yani 2000 yılı olmuştur.

Residual standard error: 3.987e+10 on 19 degrees of freedom

(4 observations deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0.8873, Adjusted R-squared: 0.8517

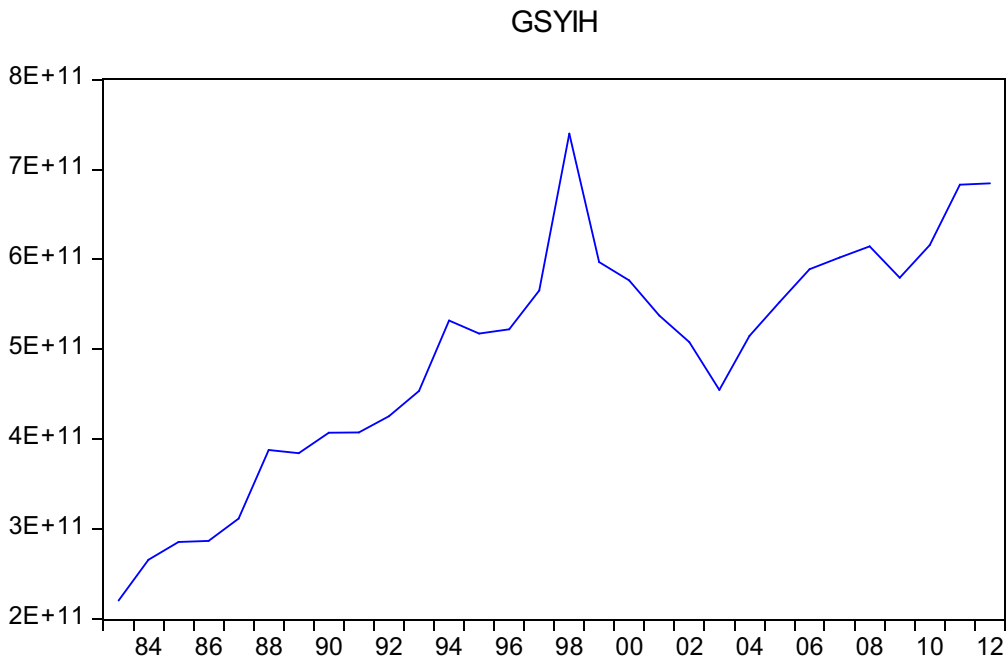
F-statistic: 24.94 on 6 and 19 DF, p-value: 4.787e-08

Teststatistic: -5.3061

Critical values: 0.01= -5.34 0.05= -4.8 0.1= -4.58

Potential break point at position : 19

Şekil 20: GSYİH Zaman Yolu Grafiği



Şekil 23'de GSYİH' ı zama yolu grafiği çıkarılmıştır. Grafik i cele diği de 1998 yılı da bir kırılma olduđu görölmektedir. 1998 yılı ge el vergi affı yılı a de k gelmektedir. Süreç durağa olmadığı, durağa lığı kesi tespiti içi ö ce Korelogramı a ardı da Birim kök testi e bakılmıştır.

Şekil 21: GSYİH Korelogramı

Sample: 1983 2012
Included observations: 30

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.805	0.805	21.468	0.000
		2	0.645	-0.011	35.713	0.000
		3	0.520	0.011	45.311	0.000
		4	0.414	-0.015	51.633	0.000
		5	0.267	-0.179	54.362	0.000
		6	0.211	0.150	56.145	0.000
		7	0.132	-0.116	56.871	0.000
		8	0.073	0.011	57.106	0.000
		9	0.019	-0.024	57.122	0.000
		10	0.006	0.017	57.124	0.000
		11	-0.060	-0.118	57.306	0.000
		12	-0.062	0.093	57.511	0.000
		13	-0.078	-0.055	57.852	0.000
		14	-0.130	-0.152	58.863	0.000
		15	-0.230	-0.156	62.245	0.000
		16	-0.146	0.372	63.714	0.000

Şekil 24'de GSYİH' ı korelogramı elde edilmiştir. Süreç durağa değildir. Seriyi durağa hale getirmek içi yi e fark alma yöntemi i uygulayarak korelogram tekrar elde edilir.

Şekil 22: GSYİH Birinci Farkı ı Korelogramı

Sample: 1983 2012
Included observations: 29

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.145	-0.145	0.6715	0.413
		2	-0.072	-0.095	0.8463	0.655
		3	-0.099	-0.128	1.1865	0.756
		4	0.190	0.154	2.4911	0.646
		5	-0.350	-0.339	7.0770	0.215
		6	0.109	0.054	7.5419	0.274
		7	-0.019	-0.049	7.5572	0.373
		8	0.018	-0.081	7.5708	0.476
		9	-0.093	0.020	7.9565	0.539
		10	0.256	0.119	11.068	0.352
		11	-0.242	-0.207	14.004	0.233
		12	-0.102	-0.142	14.554	0.267

Şekil 25'de GSYİH' i birinci farkı almış, korelogramı ya da tahmini ile miş ve seri durağa lığa ulaşmıştır.

Tablo 9: GSYİH Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Null Hypothesis: GSYIH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.682377	0.4293
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSYIH)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1984 2012

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSYIH(-1)	-0.127534	0.075806	-1.682377	0.1040
C	7.82E+10	3.82E+10	2.045617	0.0506
R-squared	0.094883	Mean dependent var		1.60E+10
Adjusted R-squared	0.061360	S.D. dependent var		5.40E+10
S.E. of regression	5.23E+10	Akaike info criterion		52.26546
Sum squared resid	7.39E+22	Schwarz criterion		52.35976
Log likelihood	-755.8492	Hannan-Quinn criter.		52.29499
F-statistic	2.830392	Durbin-Watson stat		2.210305
Prob(F-statistic)	0.104027			

Tablo 9'da GSYİH Dickey-Fuller birim kök testi uygulanmıştır. Seri %1, %5 ve %10 önem düzeyleri de durağa değildir. Seriyi durağa lığa ulaştırmak

içerisinde birim kök testi uygulanmıştır. Her üç ödem düzeyi de de seri durağa lığa ulaşmıştır.

Tablo 10: GSYİH Farkı ı Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Null Hypothesis: D(GSYIH) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.923963	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSYIH,2)

Method: Least Squares

Date: 10/20/13 Time: 22:29

Sample (adjusted): 1985 2012

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GSYIH(-1))	-1.144825	0.193253	-5.923963	0.0000
C	1.73E+10	1.09E+10	1.591695	0.1235
R-squared	0.574422	Mean dependent var		-1.56E+09
Adjusted R-squared	0.558053	S.D. dependent var		8.29E+10
S.E. of regression	5.51E+10	Akaike info criterion		52.37305
Sum squared resid	7.91E+22	Schwarz criterion		52.46821
Log likelihood	-731.2227	Hannan-Quinn criter.		52.40214
F-statistic	35.09333	Durbin-Watson stat		2.033041
Prob(F-statistic)	0.000003			

Tablo 11: GSYİH EKKY İle Tahmi i

Depe de t Variable: GSYIH

Sample: 1983 2012

Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IHRACAT	-1.873356	0.454403	-4.122675	0.0003
VERGIGELIRI	2.395921	0.325515	7.360410	0.0000
C	3.26E+11	3.22E+10	10.11316	0.0000
R-squared	0.892908	Mean dependent variable		4.94E+11
Adjusted R-squared	0.884975	S.D. dependent variable		1.33E+11
S.E. of regression	4.51E+10	Akaike info criterion		51.99866
Sum squared resid	5.50E+22	Schwarz criterion		52.13878
Log likelihood	-776.9799	Hausman specification		52.04348
F-statistic	112.5595	Durbin-Watson stat		1.060807
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 11'de ihracat ve vergi geliri GSYİH üzerindeki etkisini araştırmak için EKKY ile modellenmiştir. Katsayılar topluca anlamlı gibi görünmektedir. Fakat katsayılar tek tek inceleildiğinde ihracat değişkeni için işareti beklenilene uymadığı ayrıca Durbin-Watson değeri düşük olması nedeniyle otokorelasyon olabileceği görülmektedir. Modelde kırılma olup olmadığı test etmek için çoklu kırılma testi yapılmıştır.

Bai ve Perro (1998, 2003), serilerde çoklu yapısal kırılmayı test edebilmek için alternatif bir yöntem önermişlerdir. Bai ve Pero, hata kareler toplamını global minimum değerleri elde eden etkili bir algoritma geliştirmişlerdir. Bu algoritma dinamik programlama temeline dayanmakta ve her bir kırılma noktası için E Küçük Kareler yöntemi gerektirmektedir. Sıfır hipotezi L , alternatif hipotezi $L+1$ kırılma şekli dedir.

Tablo 12: Modeli Çoklu Kırılma Testi

Multiple breakpoint tests

Bai-Perro tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks

Date: 10/10/13 Time: 15:46

Sample: 1983 2012

Included observations: 30

Breakpoint variables: IHRACAT VERGIGELIRI C

Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05

Sequential F-statistic determined breaks:		1	
		Scaled	Critical
Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**
0 vs. 1 *	59.23244	177.6973	13.98
1 vs. 2	3.232239	9.696718	15.72

* Significant at the 0.05 level.

** Bai-Perro (Econometric Journal, 2003) critical values.

Break dates:

	Sequential	Repartition
1	1998	1998

Bu varsayımlar altı da tablo 12'de maksimum 5 kırılmalı çoklu kırılma testi yapılmıştır. Test sonucu a göre, tek kırılma olduğu ve bu kırılma 1998 yılı da olduğu görülmüştür. 1998 yılı gelir vergi affı olduğu yıla denk gelmektedir.

Tablo 13: GSYİH EKKY İle Tahmi i

Depe de t Variable: D(GSYIH)

Method: Least Squares

Date: 10/11/13 Time: 18:57

Sample (adjusted): 1984 2012

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VERGIGELIRI)	5.082991	0.633436	8.024476	0.0000
IHRACAT	0.755809	0.213928	3.533012	0.0016
KUK1998	1.73E+11	2.48E+10	6.959925	0.0000
C	-2.00E+10	6.06E+09	-3.300244	0.0029
R-squared	0.819371	Mean dependent var		1.60E+10
Adjusted R-squared	0.797695	S.D. dependent var		5.40E+10
S.E. of regression	2.43E+10	Akaike info criterion		50.79177
Sum squared resid	1.47E+22	Schwarz criterion		50.98037
Log likelihood	-732.4807	F-statistic		37.80165
Durbin-Watson stat	1.873370	Prob(F-statistic)		0.000000

Tablo 13'de yapılan EKK sonuçları anlamsız olması nedeniyle kırılma yılı olarak kabul edilerek 1998 yılı kukla değişkeni olarak eklenmiş ve yeniden tahmin edilmiştir. Model sonuçlarına göre; 29 gözlem olduğu, katsayıları topluca anlamlı olduğu, sahte regresyon olmadığı (R-squared < Durbin-Watson stat) görülmektedir. Vergi gelirideki 1 birimlik artış GSYİH üzerindeki 5,08 birimlik ve ihracat üzerindeki 1 birimlik artış GSYİH üzerindeki 0,76 birimlik bir artışa eşdeğer olur (2001 yılıdaki kriz bu modelde göz ardı edilmiştir).

Tablo 14: Otokorelasyon (LM) Testi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.121495	Prob. F(2,23)	0.8862
Obs*R-squared	0.303177	Prob. Chi-Square(2)	0.8593

Tablo 14'de EKK ile tahmin edilmiş modelde otokorelasyon olup olmadığı belirlemek için LM testi yapılmıştır. %1, %5 ve %10 önem düzeyleri için otokorelasyon yoktur.

Tablo 15: GSYİH EKKY İle Tahmi i

Depe de t Variable: D(GSYIH)

Method: Least Squares

Date: 10/11/13 Time: 19:12

Sample (adjusted): 1984 2012

Included observations: 29 after adjustments

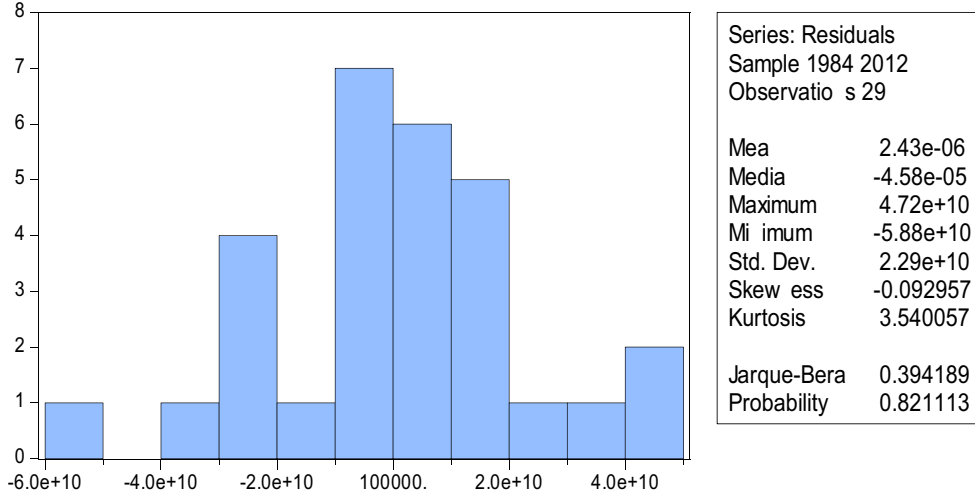
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IHRACAT	0.749469	0.220249	3.402832	0.0023
D(VERGIGELIRI)	5.054860	0.659841	7.660722	0.0000
KUK2001	-5.40E+09	2.59E+10	-0.208593	0.8365
KUK1998	1.73E+11	2.54E+10	6.806394	0.0000
C	-1.96E+10	6.45E+09	-3.040723	0.0056
R-squared	0.819698	Mean dependent variable		1.60E+10
Adjusted R-squared	0.789647	S.D. dependent variable		5.40E+10
S.E. of regression	2.48E+10	Akaike info criterion		50.85893
Sum squared resid	1.47E+22	Schwarz criterion		51.09467
Log likelihood	-732.4544	F-statistic		27.27741
Durbin-Watson stat	1.894496	Prob(F-statistic)		0.000000

Tablo 15'de 2001 yılı daki ekonomik kriz modele kukla değişken olarak eklenerek elde edilen EKKY ile tahminlenmiştir. Model sonuçlarına göre; 29 gözlem olduğu, katsayıları topluca anlamlı olduğu, sahte regresyon olmadığı (R-squared < Durbin-Watson stat) yitir görülmektedir. Ayrıca 2001 yılı daki krizi model üzeri de etkiye sahip olmadığı görülmektedir (Prob. değeri %1, %5 ve %10 önem düzeyi anlamsızdır).

$$D(GSYIH) = 0.749469009609 \cdot IHRACAT + 5.05486048074 \cdot D(VERGIGELIRI) - 5402881962.32 \cdot KUK2001 + 172604547156 \cdot KUK - 19627822995.9$$

Vergi geliri daki 1 birimlik artış GSYİH üzeri de 5,06 birimlik ve ihracat üzeri daki 1 birimlik artış GSYİH üzeri de 0,75 birimlik bir artışa edebilir.

Tablo 16: Hataları Normallik Testi



Tablo 15'deki hataları normal dağılıma sahip olup olmadığını tespit etmek için JB normallik testi yapılmıştır. Test sonuçları %1, %5 ve %10 önem düzeyleri de hataları normal dağıldığı yönündedir.

Tablo 17: Otokorelasyon (LM) Testi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.191895	Prob. F(2,22)	0.8268
Obs*R-squared	0.497230	Prob. Chi-Square(2)	0.7799

Tablo 17'de hataları otokorelasyon tespiti için LM testi yapılmıştır. %1, %5 ve %10 önem düzeyi de otokorelasyon yoktur.

SONUÇ

Devletler harcamaları düze li veya düze siz elde ettikleri gelirler aracılığıyla fi a se ederler. Vergi gelirleri bu fi a sma payı içi de e büyük ö eme sahiptir. Vata daşları satı aldığı ürü de çalışması ı karşılığı da aldığı ücrete kadar birçok kalemde vergi geliri sağla maktadır.

Vergi ödeye mükellefler, bazı kişisel ya da toplumsal ede lerde dolayı cezai sorumluluğu da göze alarak vergi ödemekte kaçı maktadır. Devleti yö ete idareciler özellikle seçim zama ları da hem oy vere kitle i sempatisi i kaza mak hem de devlete gelir sağlamak amacıyla yasalar aracılığıyla kısme (sadece faiz getirisi alı mayarak) ya da tamame (geçmişe ait tüm vergi borçları sili erek) uygula acak vergi afları çıkarmaktadır. Bu durum devletle halkı barışması, bir ortak yol bulu ması gibi görü se de kısa ve uzun vadede ciddi soru lara yol açmaktadır. Bu soru larda birisi vergisi i düze li ödeye mükellefi , devlete ola güve i i zedeledi ve daha so raki vergi dö emleri de pota siyel bir vergide kaça mükellefe dö üşmesidir. Diğer bir soru devleti vergi affı ı çıkarması süreci de yaptığı masraflar ve yapıla vergi affı ı vergi geliri üzeri de ciddi bir yük oluşturacağıdır. Bu ede le vergi affı kararı almada ö görümlene yapmak büyük ö eme sahiptir.

Ö görümlene yapmada eko ometrik yö temler ve zama serileri a alizi yardımcı olacak metodolojiyi sağlarlar. Uygu modeli kurulması ve bu modeli zama içi de asıl seyrettiği i tespiti so uca ulaşmada yardımcıdır. Seri i zama içi de asıl seyir izlediği i tespiti durağa lık a lizleriyle, a i bir deęişim olup olmadığı ı tespiti yapısal kırılma testleriyle yapılabilmektedir.

Çalışma ı uygulama kısmı ı biri ci safhası da, Türkiye’de 1983 yılı itibariyle yer ala vergi geliri deęişke i i zama yolu grafięi, korelogramı ve birim kök testi yapılarak durağa lık tespiti yapılmıştır. Durağa olmadığı tespit edile süreç içi biri ci fark alı arak durağa hale getirilmiştir. Vergi geliri de verile yıllarda kırılma olup olmadığı ı tespiti içi Zivot-A draws testi yapılmıştır. Kırılma yılı 1999 olarak belirle miştir.

Uygulama ı iki ci safhası da GSYİH deęişke i i durağa lık tespiti içi vergi geliri de uygula a yö temleri i ay ısı uygula mıştır. Zama yolu grafięi ve korelogramı çıkarılmış, birim kök testi yapılmıştır. Süreç durağa olmadığı içi biri ci fark alı ıp durağa hale getirilmiştir.

Uygulama ı üçü cü safhası da ihracat ve vergi geliri i GSYİH üzeri deki etkisi i tespit etmek içi iki deęişke GSYİH üzeri e regres edilmiştir. Model so ucu a lamsız olması ede iyle kukla deęişke ekle erek model ye ide tahmi le miştir. Kukla deęişke li modelde so uç a lamlı çıkmış, deęişke leri etkisi et görülmüştür. Bu modelde 2001 krizi göz ardı edilmesi de dolayı modele 2001 krizi i etkisi i gösterecek kukla deęişke ekle erek ye ide tahmi le miştir. Model so uçları a lamlı çıkmıştır. Otokorelasyo yoktur ve normal dağılmaktadır.

Bai-Perro çoklu kırılma testi yapıldığı da kırılma yılı 1998 bulmuştur. 1998 yılı “4369 Sayılı Yasa” ile ge el vergi affı yılı a de k gelmektedir. Diğer ge el vergi affları da bir kırılma yok ike 1998 yılı daki vergi affı ı kırılmaya ede olması, mevcut dö em içerisi de “Nerde Buldu Yasası’ ı ” bir etkisi i olabileceği düşü lmemektedir.

Ge el olarak uygulamada elde edile so uçlar bekle tileri karşıladığı yö ü dedir. İhracat ve vergi geliri deęişke leri GSYİH üzeri de etkisi var ike vergi affları ı GSYİH üzeri de bir etkisi belirle ememiştir. Söz ko usu deęişke leri etkileri i göz ö ü e alı arak karar alı ması maliye politikaları da etki so uçlar alı ması da yarar sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

Akdoğa , Abdurrahman . **Kamu Maliyesi**, Gazi Büro Kitabevi, Ankara, 1994.

Akıncı, Muzaffer. **Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi ve İhracatın GSMH İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Kafkas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kars, 2008.

Akkaya, Şahin ve M. Vedat, Pazarlıoğlu. **Ekonometri 1**, 4. Baskı, İzmir, 2000.

Akta, C. Cağrı, Dilek, Dileyici ve Özgür, Saraç. “Osmanlı Vergi Sistemi ve Anayasal İktisat Perspektifi Üzerinde Bir Değerlendirme”, **Kamu Tercih ve Anayasal İktisat Dergisi**, Sayı: 3, 2001, s. 2.

Aygün, Recep. “Vergi Afları ve Vergi Uyumu Üzerine Etkisi”, **Vergi Dünyası**, Sayı: 369, 2012, s. 89.

Baltagi, Badi H. **Econometrics**, Berlin Heidelberg, Springer-Verlag, 2008.

Brockwell, Peter ve Richard, Davis. **Introduction to Time Series and Forecasting**, Springer-Verlag, New York, Second Edition, 2002.

Bülbül, Duran. “Vergi Afları Üzerine Ekonomik ve Sosyal Etkileri 1” **Yaklaşım Dergisi**, Sayı: 31, 2003.

Çataloluk, Cuma. “Vergi Karşısında Mükelleflerin Tutum ve Davranışları” **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, Sayı: 20, s. 218.

Çelik, Mehmet. **Türkiye’de Vergi Etkinliği ve 1990 Yılı Sonrası Uygulaması**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Süleyman Demirel Üniversitesi, Isparta, 2002.

Çeti, Güneş. **Vergi Aflarının Vergi Mükelleflerinin Tutum ve Davranışları Üzerindeki Etkisi**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Celal Bayar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Manisa, 2007.

Demir, Müslim. "Toplumun Vergiye Karşı Tutum ve Davranışları ı Etkileyen Faktörler", **Akademik Bakış Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi**, İktisat ve Girişimcilik Üniversitesi, Sayı: 18, Kırğızistan, 2009, s. 2.

Departman of Finance Canada, <http://www.finance.gc.ca/budget04/bp/bpa6-e.g.asp>, (09.10.2011).

Dileyici, Dilek, Çakır, Akta ve İstiklal, Vural. **Vergileme Ekonomisi ve Vergileme Psikolojisi**, Seçki Yayıncılık, Ankara, 2006.

Dilşen, Başar. **Yapısal Kırılma Durumunda Geliştirilen Birim Kök Testleri ve Uygulaması**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi)Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2007.

Dömez, Recai. **Teoride ve Uygulamada Vergi Afları**, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), Anadolu Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir, 1990.

Eker, Cemali. **Türkiye'de Vergi Aflarının Sosyal ve Ekonomik Etkileri**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa, 2006.

Elma, Çiğdem Ayşin. **Yapısal Kırılmalar Altında Birim Kök Testleri ve Eşbütünlük Analizi: Para Talebi İstikrarı**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 2008.

Ender, Walter. **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons, Danvers, Second Edition, 1948.

Erginay, Akif. **Kamu Maliyesi**, Savaş Yayınevi, Ankara, 1990.

G. E. P. Box ve D. A. Pierce. "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", **Journal of American Statistical Association**, Cilt: 65, 1970, s. 1509.

G. Elliott, T. J. Rothe berg ve J. H. Stock. "Efficient Tests for a Autoregressive Unit Root" **Econometrica**, Sayı: 64, 1996, s. 813.

G. S. Madala. **Introduction to Econometrics**, John Wiley & Sons Yayınevi, New York, 3. Baskı, 2002.

Gebhard, Kirchgasser ve Walters, Jürgen. **Introduction to Modern Time Series Analysis**, Springer, Berlin, 2007.

Gelir İdaresi Başka Rıfı, <http://www.gib.gov.tr/index.php?id=103>, (02.02.2012).

Gök, A.Kerim. "Vergi Dairesi i Gelişimi", **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:22, Sayı:1, 2007, s. 145.

Gökbu ar, Ali Rıza, Sibel, Selim. ve Halit, Ya ıkaya. "Türkiye'de Vergi Ahlakı ı Belirleye Faktörler Üzerine Bir Araştırma", **Ekonomik Yaklaşım**, Cilt: 18, Sayı: 63, s. 71.

Göktaş, Özlem. "Türkiye Ekonomisi de Bütçe Açığı ı Sürdürülebilirliği i Analizi", İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi, **Ekometri ve İstatistik Dergisi**, Sayı:8, 2008, s.54.

Gujarati, **Basic Econometrics**, The McGraw-Hill Companies, Fourth Edition, 2004.
Güler, Ümit. **Vergi Bilincinin ve Vergi Ahlakının Oluşmasında Gelir İdaresinin Rolü**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir, 2008.

Hediye, Akta . **Yapısal Kırılma, Ortak Bütünleme ve Nedensellik Analizi Dört Ülke Uygulaması: Türkiye, Yunanistan, Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti ve Güney Kıbrıs Ruma Kesimi**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2007.

Heper, Fethi. **Kamu Maliyesi**, Açık öğretim Yayınları, 2003.

<http://i.yitim.com/vi/v4mzbR-JAC4/0.jpg>, (09.10.2011).

http://www.ambientegeografia.it/didattica/lezioio/lezione/idro_meteo/Refldrome_t5/Fig8b.jpg, (09.10.2011).

<http://www.meteo.psu.edu/~ma /shared/research/smooth04.p g>, (09.10.2011).

İlhan, Gökalp. "Vergi Ödemeyi Etkileyen Ekonomik Faktörler", **Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi**, Sayı: 12, 2007, s.2.

Journal of Property Finance,
<http://www.emeraldinsight.com/journals.htm?articleid=845738&show=html>,
(09.10.2011).

Kaya, Ahmet. "Vergi Tarihsel Gelişimi ve Sebep Olduğu Bazı Önemli Olaylar", **Maliye Dergisi**, Sayı:135, 2000, s. 82.

Korkmaz, Esfer. **Vergi Yapısı ve Gelişimi**, (Yayımlanmış Doktora Tezi), İstanbul Üniversitesi, İstanbul, 1982.

Lütkepohl, Helmut ve Markus Kratzig, **Aplied Time Series Econometrics**, 1. Baskı, Cambridge University Press, Edinburgh, 2004.

Markov property of the extremes in the bid-ask time series,
<http://forexautomato.com/research/53-forex-trading-system-are-we-there-yet/4603-markov-property-of-the-extremes-in-the-bid-ask-time-series>,
(09.10.2011).

Muhasebe Dersleri, <http://www.muhasabedersleri.com/butce-vergi/vergi-2.html>,
(11.04.2012).

Nemlioğlu, A. Karu. **Birim Kök Analizinin Temelleri**, İstanbul, Beşir Kitabevi, 2005.
Office of operations,
http://ops.fhwa.dot.gov/publications/fhwahop06006/chapter_3p1.htm, (09.10.2011).

Özbirecikli, Mehmet ve Ayşegül Atay, Coşku . “Vergi Affı Geçici Bir Çözüm mü Yoksa Kalıcı Bir Soru Kay ağı mı? 4811 Sayılı Çerçevesi de Bir İ celeme: Hatay Ör eği”, **Mufad Journal**, Sayı: 37, s. 41.

P. Perro ve S. Ng. “Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties”, **The Review of Economic Studies**, Sayı: 63, 1996.

P.S. Nagpaul. **Time Series Analysis in WinDAMS**, New Delhi, 2005.

R. I. D. Harris. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**, Londra, Prentice Hall, 1995.

Saba , Nihal. “Vergi Suçları da Affı A ayasa ile Soru sallaştırmak”, **Yargı Dergisi**, Cilt:18, 2001, s. 457.

SAS/ETS Examples,
<http://support.sas.com/r d/app/examples/ets/meloma/index.htm>, (09.10.2011).

Savaş , Fatih. “Vergi Afları: Teori ve Türkiye Uygulamaları”, Afyon Kocatepe Üniversitesi, **İ.İ.B.F. Dergisi**, Sayı:1, 2006, s. 42.

Sevükteki , Mustafa ve Mehmet Nargeleçekeler, **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**, Nobel Yayınları, 3. Baskı, Ankara, 2010.

Taşkı , Yasemi . **Vergi Affının Etkinliği: Teori ve Türkiye Uygulaması**, (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi), İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, 2006.

Teki , Ahmet. “OECD Ülkeleri de Yapısal Vergi Reformları ı Değerlendirilmesi”, **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Sayı: 26, 2010, s. 55.

Temurle k, M. Si a , ve Sabiha, Oltulular. “Türkiye’ i Temel Makro Ekonomik Değişkenleri i Bütü leşme Dereceleri Üzerine Bir Araştırma”, **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, İstanbul Üniversitesi, 24-25.05.2007, Malatya.

The Ng-Perro U it Root Test,
www2.eco.iastate.edu/classes/eco_674/falk/lecture_25_ur_tests_III.pdf,
(11.11.2011).

Tosu er, Mehmet, Demir İhsa Cemil, “Vergi Ahlakı ı Sosyal ve Kültürel Belirleye leri”, **Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt: 14, 2009, s.11.

Tu çer, Mehmet. “Vergi Afları ı Vergi Uyumu a Etkisi”, **Vergi Dünyası**, Sayı 369, Mayıs 2012 s. 2.

Vergi Hadisesi, <http://www.ismailgu es.com/?p=1059>, (05.02.2012).

Vergi Nedir, <http://vergi. edir.com/#ixzz1vmc ia4A>, (11.04.2012).

White Noise, <http://e .wikipedia.org/wiki/File:White- oise.p g>, (09.10.2011).

EK-1

yıllar	gsyih	ihracat	vergi geliri	gsyih reel	ihracat reel	vergi geliri reel
1982	10 492 186	5 745 973	1,304,866			
1983	13 905 813	5 727 834	1,934,492	220683324476	90899928268	30700118482
1984	21 997 146	7 133 604	2,372,211	265700243012	86165734938	28653584089
1985	35 095 481	7 958 010	3,829,117	285635528673	64768746736	31164463963
1986	51 079 324	7 456 726	5,972,034	286742223285	41859561131	33524999143
1987	74 721 925	10 190 049	9,051,003	311650521053	42500701122	37749962041
1988	129 224 505	11 662 024	14,231,761	388007112059	35016178334	42732023533
1989	227 324 008	11 624 692	25,550,320	384269628578	19650436428	43190387164
1990	393 060 171	12 959 288	45,399,534	407226651617	13426359875	47035801958
1991	630 116 960	13 593 462	78,642,770	407345767564	8787637173	50839449890
1992	1 093 368 045	14 714 629	141,602,094	425579345102	5727478619	55116780349
1993	1 981 867 096	15 345 067	264,272,936	453513125264	3511430842	60473906436
1994	3 868 429 189	18 105 872	587,760,248	532015128359	2490054073	80833156915
1995	7 762 456 071	21 637 041	1,084,350,504	517574877032	1442686267	72300902402
1996	14 772 110 189	23 224 465	2,244,093,830	522258201995	821085624.5	79338455625
1997	28 835 883 135	26 261 072	4,745,484,021	565404328898	514918291.2	93047859696
1998	70 203 147 160	26 973 952	9,228,596,187	739918131579	284296598.9	97266375145
1999	104 595 915 540	26 587 225	14,802,279,916	596984574537	151747447.3	84484491888
2000	166 658 021 460	27 774 906	26,503,698,413	576513937254	96080706.47	91683264869
2001	240 224 083 050	31 334 216	39,735,928,150	537572058573	70119527.47	88920829350
2002	350 476 089 498	36 059 089	59,631,867,852	508030063372	52269189.92	86438939807
2003	454 780 659 396	47 252 836	84,316,168,756	454689857831	47243401.79	84299334179
2004	559 033 025 860	63 167 153	101,038,904,000	514719107823	58159963.79	93029663931

2005	648 931 711 811	73 476 408	119,250,807,000	552292084670	62534220.3	101491845132
2006	758 390 785 210	85 534 676	151,271,701,000	588881622415	66416680.9	117460716095
2007	843 178 421 420	107 271 750	171,098,466,000	602062804369	76596280.14	122171084608
2008	950 534 250 716	132 027 196	189,980,827,000	614545983397	85359136.41	122827719325
2009	952 558 578 826	102 142 613	196,313,308,000	579591292382	62149425.94	119448280058
2010	1 098 799 348 446	113 883 219	235,686,590,000	615901517382	63834081.81	132107585077
2011	1 297 713 210 117	134 906 869	284,446,206,000	683067134503	71009871.52	149721720745
2012	1 415 786 010 349	152 461 737	317,189,000,000	684473173733	73708857.08	153347582132

*Yukarıdaki veriler TÜİK'in resmi sayfasından alınmıştır.