



T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ
GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ
Doktora Tezi

Atila HEPKORUCU

BURSA 2020



T.C.

**BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI**

**DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR
TEST ÖNERİSİ
Doktora Tezi**

Atila HEPKORUCU

**Danışman:
Prof. Dr. Mehmet ÇINAR**

BURSA 2020

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

Ekonometri Anabilim/Anasanat Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 711217005 numaralı Atilla HEPKORUCU'nun hazırladığı "DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ" konulu Doktora Yeterlik Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 28/04/2020 günü 15.00-16.00 saatlerini arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin/çalışmasının başarılı olduğuna oybirliği ile karar verilmiştir.

Üye (Tez Danışmanı ve Sınav Komisyonu
Başkanı)

Prof. Dr. Mehmet ÇINAR
Bursa Uludağ Üniversitesi

28/04/2020

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

Ekonometri Anabilim/Anasanat Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 711217005 numaralı Atilla HEPKORUCU'nun hazırladığı "DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ" konulu Doktora Yeterlik Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 28/04/2020 günü 15.00-16.00 saatlerini arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin/çalışmasının başarılı olduğuna oybirliği ile karar verilmiştir.

Üye

Prof. Dr. Mahmut ZORTUK


Kütahya Dumlupınar Üniversitesi



28/04/2020

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

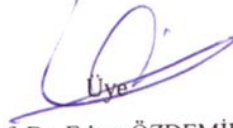
Ekonometri Anabilim/Anasanat Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 711217005 numaralı Atilla HEPKORUCU'nun hazırladığı "DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ" konulu Doktora Yeterlik Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 28/04/2020 günü 15.00-16.00 saatleri arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin/çalışmasının başarılı olduğuna oybirliği ile karar verilmiştir.


Üye
Prof. Dr. Mustafa Kemal BEŞER
Eskişehir Osmangazi Üniversitesi

28/04/2020

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

Ekonometri Anabilim/Anasanat Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 711217005 numaralı Atilla HEPKORUCU'nun hazırladığı "DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ" konulu Doktora Yeterlik Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 28/04/2020 günü 15.00-16.00 saatlerini arasında yapılmış, sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin/çalışmasının başarılı olduğuna oybirliği ile karar verilmiştir.


Üye

Prof. Dr. Erkan ÖZDEMİR
Bursa Uludağ Üniversitesi

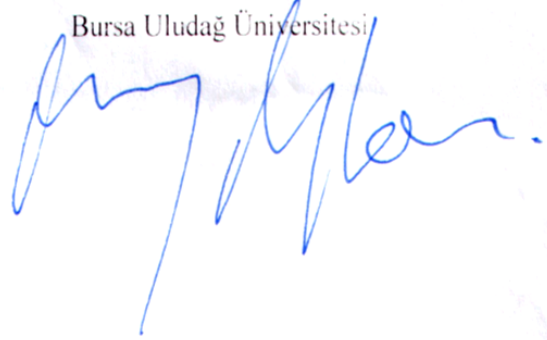
28/04/2020

T.C.
BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

Ekonometri Anabilim/Anasanat Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 711217005 numaralı Atilla HEPKORUCU'nun hazırladığı "DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ" konulu Doktora Yeterlik Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 28/04/2020 günü 15.00-16.00 saatlerini arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin/çalışmasının başarılı olduğuna oybirliği ile karar verilmiştir.

Üye

Doç. Dr. Özer ARABACI
Bursa Uludağ Üniversitesi



28/04/2020



SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
YÜKSEK LİSANS/DOKTORA İNTİHAL YAZILIM RAPORU

BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI BAŞKANLIĞI'NA

Tez Başlığı / Konusu: DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ

Yukarıda başlığı gösterilen tez çalışmamın a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana bölümler ve d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 180 sayfalık kısmına ilişkin, 10/06/2019 tarihinde şahsım tarafından *Turnitin* adlı intihal tespit programından aşağıda belirtilen filtrelemeler uygulanarak alınmış olan özgünlük raporuna göre, tezimin benzerlik oranı %10'dur.

Uygulanan filtrelemeler:

- 1- Kaynakça hariç
- 2- Alıntılar hariç/dahil
- 3- 5 kelimedenden daha az örtüşme içeren metin kısımları hariç

Bursa Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Çalışması Özgünlük Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esasları'nı inceledim ve bu Uygulama Esasları'nda belirtilen azami benzerlik oranlarına göre tez çalışmamın herhangi bir intihal içermediğini; aksinin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve yukarıda vermiş olduğum bilgilerin doğru olduğunu beyan ederim. Gereğini saygılarımla arz ederim.

02.03.2020
Tarih ve İmza

Adı Soyadı: Atilla HEPKORUCU

Öğrenci No: 711217005

Anabilim Dalı: Ekonometri A.B.D.

Programı: Ekonometri

Statüsü: Y.Lisans Doktora Sanatta Yeterlik

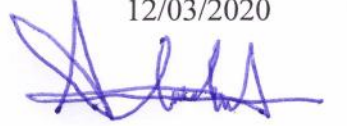
Danışman
Prof. Dr. Mehmet ÇINAR
02/03/2020

* Turnitin programına Bursa Uludağ Üniversitesi Kütüphane web sayfasından ulaşılabilir.

Yemin Metni

Yüksek Lisans / Doktora Tezi/Sanatta Yeterlik Tezi/ Çalışması olarak sunduğum “DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ” başlıklı çalışmanın bilimsel araştırma, yazma ve etik kurallarına uygun olarak tarafımdan yazıldığına ve tezde yapılan bütün alıntıların kaynaklarının usulüne uygun olarak gösterildiğine, tezimde intihal ürünü cümle veya paragraflar bulunmadığına şerefim üzerine yemin ederim.

12/03/2020



Adı Soyadı: Atilla HEPKORUCU

Öğrenci No: 711217005

Anabilim/Anasanat Dalı: Ekonometri A.B.D.

Programı: Ekonometri

Statüsü: Yüksek Lisans Doktora

: Sanatta Yeterlik

ÖZET

Yazar Adı ve Soyadı : Atilla Hepkorucu
Üniversite : Uludağ Üniversitesi
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı : Ekonometri
Bilim Dalı : Ekonometri
Tezin Niteliği : Doktora Tezi
Sayfa Sayısı : xiii+199
Mezuniyet Tarihi : 28/04/2020
Tez Danışman(lar)ı : Prof. Dr. Mehmet ÇINAR

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK SINAMALARININ GELİŞİMİ ve BİR TEST ÖNERİSİ

Bu çalışmada amaçlanan, literatürdeki gelişimi dikkate alarak ihtiyaçlara uygun yeni bir birim kök testi önerisinde bulunmaktır. Son yıllarda zaman serilerinin doğrusal-dışı yapısını irdeleyen pekçok çalışma bulunmaktadır. Bu durum zaman serilerinin doğrusal-dışı olarak değerlendirilmesine olanak vermektedir. Daha önceki süreçte geliştirilen ve hali hazırda araştırmacılar tarafından kullanılan birim kök testleri, zaman serisinin doğrusal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Bu haliyle doğrusal-dışı yapıda olan bir serinin doğrusal yapıda değerlendirilmesi birim kök yapısının açıklanmasını güçleştirecektir. Bununla beraber yapısal kırılma olgusu da günümüzde zaman bazlı yöntemler yerine frekans bazlı olarak açıklanmaktadır. Bu haliyle yapısal kırılmanın yarattığı etkinin tanımlanması ve birim kök testlerine yaptığı olumsuz etkinin ortadan kalkması kolaylaşmıştır.

Bu durumda ihtiyaç duyulan birim kök yapısının, doğrusal-dışı yapıda ve yapısal kırılmanın altında tanımlanması gerektiği görülmektedir. Bu ihtiyaç gereği doğrusal-dışı yapıyı, yumuşak geçişli eşiğe sahip otoregresyon (*ESTAR*) yapısı altında modelleyen KSS(2003), Sollis(2009) ve Kruse(2011) testleri incelenmiştir. Yapısal kırılmayı fourier dönüşümleri altında modelleyen FADF(2010) ve FKSS(2010) testleri de incelenmiştir. İnceleme testlerin kritik değerlerinin saptanması ve sonlu örneklemelerde boyut ile güç özelliklerinin belirlenmesi altında gerçekleştirilmiştir.

Bu test ailelerinin yapısal kırılma altında incelenmesi sonucu; FSollis ve FKruse testleri bina edilmiştir. Ortaya konan FSollis testinde asimetrik doğrusal-dışı yapı dikkate alınmıştır. Bununla beraber FKruse testinde ise eşik değerinin farklılaşması dikkate alınmıştır. Önerilen bu test yapılarının kritik değerleri, sonlu örneklemelerde boyut ve güç özellikleri incelenmiştir. Boyut ve güç özellikleri açısından uygun bulunan testlerin kullanılmasıyla; seçilen zaman aralığında Amerikan Doları ve Euro kur değerleri ile ampirik uygulama sağlanmıştır.

Anahtar Kelimeler:

Birim Kök, Doğrusal olmayan zaman serisi modelleri, Global durağanlık

ABSTRACT

Name and Surname : Atilla Hepkorucu
University : Uludağ University
Institution : Social Sciences Institution
Field : Econometrics
Branch : Ekonometrics
Degree Awarded : PhD
Sayfa Sayısı : xiii+199
Degree Date : 28/04/2020
Tez Danışman(lar)ı : Prof. Dr. Mehmet ÇINAR

THE DEVELOPMENT OF NON-LINEAR UNIT ROOT TESTS AND A SUGGESTED A TEST

The aim of this study is to propose a new unit root test according to the needs considering the development in the literature. In recent years, there are many studies examining the nonlinear structure of time series. This allows evaluation of time series as a nonlinear. Unit root tests developed in the previous works and currently used by researchers were used under the assumption that the time series was linear. In this case, evaluating a nonlinear time series as a linear structure will make it difficult to determine its unit root structure. However, the phenomenon of structural break is nowadays described as frequency-based rather than time-based methods. As such, it is easier to identify the impact of structural break and eliminate the negative impact on unit root tests. In this case, it is seen that the required unit root structure should be defined in non-linear structure and under structural breaks.

According to this need, KSS (2003), Sollis (2009) and Kruse (2011) tests were examined as modeling by non-linear structure under the exponential smooth transition autoregressive (ESTAR). FADF (2010) and FKSS (2010) tests are examined structural break modeling with using fourier transforms. The examination was carried out to determine the critical values of the tests and to determine the size and power characteristics of the finite samples. As a result of examination of these test families under structural fracture; FSollis and FKruse tests were built. In the FSollis test, asymmetric nonlinear structure was taken into consideration. However, in the FKruse test, differentiation of the threshold value was taken into consideration. Critical values of these proposed test structures, size and power characteristics of finite samples were examined. By using these tests that are suitable in terms of size and power characteristics; empirical application has been achieved with US Dollar and Euro exchange rates in the selected time period.

Keywords: Unit Root, Non-linear time series models, Global stationary

ÖNSÖZ

Ekonometri Bölümü Öğretim Üyelerinden Prof. Dr. Mehmet ÇINAR'a, Doç. Dr. Özer ARABACI'ya, Prof. Dr. Sacit ERTAŞ'a, Prof. Dr. Mustafa Aytaç'a ve Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN'e saygılarımı sunarım. Ekonometri bilimine beni yönelten Prof. Dr. Erhan DEMİRELİ'ye teşekkürlerimi sunarım. Bilim insanı olma yolunda beni teşvik eden Yüksek Lisans danışmanım Dr. Öğr. Üyesi Ali KABAKÇI'ya da teşekkürlerimi sunarım.

Beni yetiştiren tüm insanların hakkını hiçbir zaman ödeyemeceğimi biliyorum.

Atilla HEPKORUCU
Taşköprü/KASTAMONU
02/03/2020

İÇİNDEKİLER

Sayfa

TEZ ONAYI	ii
YÜKSEK LİSANS/DOKTORA İNTİHAL YAZILIM RAPORU	vii
YEMİN METNİ	viii
ÖZET	ix
ABSTRACT	x
ÖNSÖZ	xi
İÇİNDEKİLER.....	xii
SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ	xv
ŞEKİLLER DİZİNİ	xvi
ÇİZELGELER DİZİNİ	xvii
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSALLIK DURUMU ALTINDA YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

1. YAPISAL KIRILMA	5
1.1. YAPISAL KIRILMA TESTLERİ	5
1.2. BİRİM KÖK ANALİZİ VE YAPISAL KIRILMA İLİŞKİSİ.....	7
1.2.1. Basit Yapısal Kırılma Modellerinin İncelenmesi.....	11
1.2.2. Additive Outlier (Toplamsal Sapmalı) Modeli	14
1.2.3. Innovation Outlier (Kademeli Sapmalı) Modeli	18
1.2.4. Distributed Outlier (Dağıtılmış Sapmalı) Modeli	28
1.3. YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN DİĞER BİRİM KÖK TESTLERİ	36
1.3.1. Perron (1990) Birim Kök Testi	36
1.3.2. Christiano (1992) Birim Kök Testi	37

1.3.3. Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992) Birim Kök Testi	39
1.3.4. Zivot ve Andrews (1992) Birim Kök Testi	41
1.3.5. Perron ve Vogelsang (1992) Birim Kök Testi	42
1.3.6. Perron (1997) Birim Kök Testi	44
1.3.7. Lumsdaine ve Papell (1997) Birim Kök Testi	46
1.3.8. Clemente-Montañés-Reyes (1998) Birim Kök Testi	47
1.3.9. Lee-Strazicich (2003), (2004) Birim Kök Testleri.....	48

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL-DIŞILIK DURUMU ALTINDA BİRİM KÖK TESTLERİ

2. DOĞRUSAL-DIŞILIK DURUMU ALTINDA BİRİM KÖK TESTLERİ.....	50
2.1. YUMUŞAK GEÇİŞLİ OTOREGRESYON (<i>ESTAR</i>) YAPISININ ÖZELLİKLERİ.....	52
2.2. İÇ VE DIŞ REJİMLERİN ÖZELLİKLERİ.....	54
2.3. DEĞİŞKEN KATSAYI MODELLERİ BAKIMINDAN <i>ESTAR</i> YAPISI	55
2.4. <i>ESTAR</i> (2) MODELİ	56
2.5. <i>ESTAR</i> (<i>p</i>) MODELİ	57
2.6. SABİT TERİM İLAVESİ ALTINDA <i>ESTAR</i> MODELİ.....	58
2.7. TREND YAPISI EKLENMİŞ <i>ESTAR</i> MODELİ.....	59
2.8. <i>ESTAR</i> MODELLERİNDE GEÇİŞ FONKSİYONUNUN STANDARTİZE EDİLMESİ.....	59
2.9. <i>ESTAR</i> MODELİNİN KÖKLERİ VE ERGODİSİTE.....	60
2.10. DURAĞAN NOKTALARIN VARLIĞI VE KARARLILIKLARI.....	63
2.11. TEKİL NOKTALARIN KARARLILIĞI VE LİMİT DÖNGÜLERİ	65
2.12. <i>ESTAR</i> MODELLERİ İLE ÖZEL ALANLAR.....	65
2.13. <i>ESTAR</i> YAPISININ BELİRLENMESİ.....	67
2.14. İKTİSADİ ZAMAN SERİLERİ AÇISINDAN <i>ESTAR</i> MODELİ	77
2.15. DOĞRUSAL-DIŞILIK DURUMU ALTINDA BİRİM KÖK TESTLERİ ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ.....	82
2.15.1. KSS (2003) Birim Kök Testi	82
2.15.2. Sollis (2009) Birim Kök Testi.....	94
2.15.3. Kruse (2011) Birim Kök Testi	107

2.15.4. Gonzales ve Gonzalo (1997) Birim Kök Testi.....	116
2.15.5. Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi.....	118
2.15.6. Berben ve Van Dijk (1999) Birim Kök Testi.....	121
2.15.7. Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Testi.....	125
2.15.8. Kapetanios ve Shin (2003) Birim Kök Testi.....	129
2.15.9. Bec, Salem ve Carrasco (2004) Birim Kök Testi.....	131
2.15.10. Jong, Wang ve Bae (2005) Birim Kök Testi.....	133
2.15.11. Park ve Shintani (2005) Birim Kök Testi	136
2.15.12. Kapetanios ve Shin (2006) Birim Kök Testi.....	138
2.15.13. Rothe ve Sibbertsen (2006) Birim Kök Testi.....	141
2.15.14. Seo (2008) Birim Kök Testi.....	142
2.15.15. Kılıç (2011) Birim Kök Testi.....	144

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DOĞRUSAL-DIŞILIK DURUMU ALTINDA YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ VE BİR TEST ÖNERİSİ

3. FOURIER DÖNÜŞÜMÜ VE FOURIER DENKLEMLERİNİN ZAMAN SERİLERİNDE KULLANIMI	148
3.1. FOURIER-ADF (FADF) VE FOURIER-KSS (FKSS) (2010) BİRİM KÖK TESTİ	149
3.2. TEST ÖNERİSİ: FSOLLIS VE FKRUSE	161
3.3. AMPİRİK UYGULAMA	166
3.4. SONUÇ, DEĞERLENDİRME VE ÖNERİLER.....	182
KAYNAKLAR.....	184
EKLER.....	192
ÖZGEÇMİŞ	199

SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ

Bibliyografik Bilgiler	Uluslararası	Türkçe
Bakınız	V.	Bkz.:
Karşılaştırınız	Cf.	Karş.
Karşı görüş	vs.	k.g.
Aynı eser/yer	lbid	a.e.
Adı geçen eser	op.cit	a.g.e.
Yazara ait son zikredilen yer	Loc.cit	a.y.
Eserin bütününe atıf	passim	b.a.
Basım yeri yok	w.place	y.y.
Basım tarihi yok	w.date	t.y.
Çok yazarlı eserlerde ilk yazardan sonrakiler	et.al.	vd.
Sayfa/sayfalar	p./pp.	s.
Editör yayına hazırlayan	ed.by	ed. veya haz.
Çeviren	trans.by	çev.

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sayfa

Şekil 1. Amerikan Doları ve Euro Değer serileri	166
Şekil 2. Amerikan Doları Serisinin Birinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	172
Şekil 3. Amerikan Doları Serisinin İkinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	172
Şekil 4. Amerikan Doları Serisinin Üçüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	173
Şekil 5. Amerikan Doları Serisinin Dördüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	173
Şekil 6. Amerikan Doları Serisinin Beşinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	174
Şekil 7. Euro Serisinin Birinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	174
Şekil 8. Euro Serisinin İkinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	175
Şekil 9. Euro Serisinin Üçüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	175
Şekil 10. Euro Serisinin Dördüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	176
Şekil 11. Euro Serisinin Beşinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması	176
Şekil 12. Amerikan Doları Serisinin Doğrusal olmayan modelleme altında tahminlenmesi	179
Şekil 13. Euro Serisinin Doğrusal olmayan modelleme altında tahminlenmesi	179
Şekil 14. Geliştirilen testlerin kullanımı için oluşturulan karar diyagramı	183

ÇİZELGELER DİZİNİ

Sayfa

Tablo 1 : ESTAR(1) yapısı için kök özellikleri	61
Tablo 2 : ESTAR(2) yapısı için kök özellikleri	62
Tablo 3: ESTAR(p) yapısı için kök özellikleri	62
Tablo 4. KSS (2003) kritik değerler tablosu	88
Tablo 5. KSS (2003) boyut özellikleri tablosu.....	91
Tablo 6. KSS(2003) güç özellikleri tablosu.....	93
Tablo 7. Sollis (2009) Birim Kök Testi Kritik Değerlerin Bulunması	100
Tablo 8. Sollis(2009) boyut özellikleri tablosu.....	101
Tablo 9. Sollis (2009) güç özellikleri tablosu	103
Tablo 10. Kruse (2011) birim kök testi kritik değerleri	112
Tablo 11. Kruse (2011) boyut özellikleri.....	114
Tablo 12. Kruse (2011) güç özellikleri	115
Tablo 13. FADF ve FKSS(2010) birim kök testleri kritik değer tablosu.....	156
Tablo 14. FADF ve FKSS (2010) boyut özellikleri tablosu	157
Tablo 15. FADF ve FKSS(2010) güç özellikleri tablosu.....	160
Tablo 16. Geliştirilen FKRUSE ve FSOLLİS testleri için kritik değerlerin belirlenmesi	163
Tablo 17. Geliştirilen FKRUSE ve FSOLLİS testleri için boyut özelliklerinin belirlenmesi	164
Tablo 18. Geliştirilen FKRUSE ve FSOLLİS testleri için güç özelliklerinin belirlenmesi	165
Tablo 19. Harvey ve diğ.(2008) doğrusallık testi	167
Tablo 20. Teräsvirta (1994) doğrusallık testi.....	167
Tablo 21. ADF test sonuçları	168
Tablo 22. KSS(2003) test sonuçları	169
Tablo 23. Sollis(2009) ve Kruse(2011) test sonuçları	169
Tablo 24. FADF ve FKSS test sonuçları.....	170
Tablo 25. Geliştirilen FSOLLİS ve FKRUSE test sonuçları	177
Tablo 26. Seçilen serilerin doğrusal olmayan şekilde ESTAR(1) tahminlenmesi.....	178
Tablo 27. Doğrusallık varsayımı altında güç özelliklerinin değerlendirilmesi.....	192

GİRİŞ

Günümüzde zaman serilerinin ekonometrik yöntemlerle açıklanması için kullanılan metodolojiler gelişim göstermektedir. Bu değişim kullanılan araç ve yöntemlerde gerçekleşmektedir. Ancak temel nedeni kullanılan varsayımların değişmesidir. Geçmişte yoğun bir şekilde kullanılan doğrusallık varsayımı, günümüzde doğrusal-dışılığa evrilmektedir. Bunun nedeni zaman serilerinin açıklanmasında kullanılan temel yöntem olan otoregresif ve ağırlıklı ortalamalar yöntemini doğrusallık kabulü üzerine bina edilmiştir. Bu kısıt altında geliştirilen testler de doğrusallık varsayımı altında elde edilmişlerdir. Ancak zaman serileri açısından doğrusal-dışılığın irdelenmesi ile pekçok serinin doğrusal yapıda olmadığı belirlenmiştir. Bu haliyle zaman serilerinin de doğrusal-dışılık altında modellenmesi ve yorumlanması önem kazanmaktadır.

Literatürde, doğrusal-dışılığın dikkate alan yapılardan biri yumuşak geçişli eşik sahibi otoregresif (*ESTAR*) modelidir. Bu yapı pekçok zaman serisine uygun davranış kalıbı içerisindedir. Koridor özelliği göstermesi, iki farklı rejimi baz alması ve rejimler arası geçiş davranışını dikkate alması gibi özellikleri sayesinde pekçok zaman serisinin açıklanmasında kullanılmaya başlanmıştır. Bununla beraber günümüzde yapısal kırılmanın tanımlanması da değişmektedir. İlk çalışmalarda gözlemlenen kırılmanın oluşma anının bilinmesi veya tipinin bilinmesi yerine, fourier denklemleri kullanılarak etkilerinin yapıdan uzaklaştırılması sağlanmaktadır. Bu da kırılma üzerine geliştirilen testlere alternatif oluşturmakta ve test maliyetini düşürmektedir.

Çalışmada amaçlanan, doğrusal-dışılığın *ESTAR* yapısı altında, yapısal kırılmayı ise fourier denklemleri ile dikkate alan alternatif bir test önerisidir. Söz konusu eksiklik yapısal kırılma altında, eşik değerininin sıfırdan farklı olması durumu ile asimetrinin dikkate alındığı doğrusal-dışı zaman serilerinin durağanlığının sorgulanabilmesidir. Bu öneri bina edilirken sırayla KSS (2003), Sollis (2009), *FADF – FKSS* (2010) ve Kruse (2011) testleri dikkate alınmıştır. Ele alınan testlerin kritik değerleri, sonlu örneklerdeki boyut ve güç özellikleri belirlenmiştir.

Çalışma üç kısımdan oluşmaktadır. Birinci kısımda doğrusallık kabulü altında yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri incelenmiştir. Özellikle yapısal kırılma

kavramının üstünde durularak zaman serilerinde yarattığı etki incelenmeye çalışılmış ve doğrusallık varsayımı altında kırılma testlerinin karşılaştırılması yapılmaya çalışılmıştır. İkinci kısımda ise doğrusal-dışılık varsayımı altında yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri incelenmeye çalışılmıştır. İncelenen testler için doğrusal-dışılığı *STAR* (Yumuşak geçişli otoregresif) model ailesinden farklı yapılarla dikkate alan testler incelenmiştir. Bunlardan üzerinde durulan *ESTAR* yapısını dikkate alan testler olmuştur. Üçüncü kısımda doğrusal-dışılık varsayımı altında yapısal kırılmayı dikkate alan testler incelenmiş ve eksik yönleri üzerinde durularak bunlara alternatif olacak iki yeni test önerisinde bulunulmuştur. FADF ve FKSS testlerine alternatif olabilecek FSollis ve FKruse testleri ortaya konulmuştur. Geliştirilen testlerin de kritik değerleri, sonlu örneklem için boyut ve güçleri belirlenmiştir.

Çalışmanın temel katkısı olarak, yapısal kırılma içeren, doğrusal-dışı yapıya sahip rejimlere yönelimin asimetik olduğu veya eşik katsayısının sıfırdan farklı olduğu durumlar için ayrı birim kök testleri ortaya konmuştur. Oluşturulan testlerin boyut özellikleri incelendiğinde elde edilen sonuçlar ciddi bir boyut bozukluğu olmadığını göstermektedir. Ortaya konulan testler ardılları olan FADF ve FKSS testlerinden bazı koşullarda daha güçlü olması, testlerin sözkonusu koşullarda daha yararlı olduğunu göstermektedir.

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSALLIK DURUMU ALTINDA YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

Bir zaman serisi: trend, mevsimsel dalgalanma, konjüktürel dalgalanma ve düzensiz hareketleri temsil eden hata bileşeninden oluşur. Bu temel dört bileşene bağlı bir fonksiyon oluşturmaktadır. Bu etkilerin toplamsal veya çarpımsal olarak sistemden ayrışabileceği düşünülmüştür. Doğrusal bir zaman serisi, her veri noktasının geçmiş ya da gelecekte alacağı değerlerin (ya da farklarının) doğrusal bir kombinasyonu olarak görülmektedir. Dikkate aldığımız bu bileşenlerin ortak etkilerinin doğrusal olduğunu varsaydıığımızda doğrusal bir zaman serisi elde ederiz. Bununla beraber doğrusal zaman serilerini çözümlmek için etkili çözüm yöntemleri mevcuttur. Ancak çözümlmeyi zorlaştıran unsurlardan biri yapısal kırılma olgusudur.

Yapısal kırılma: zamanın belirli bir aralığında meydana gelen kırılma ile serinin rejiminde meydana gelen değişimdir. Bu değişim, sayılan bu bileşenlerin farklılaşması üzerine etki yapmaktadır. Örneğin: zaman serilerinde herhangi bir t anında meydana gelen yapısal değişim, kırılma anından önce ve sonra olmak üzere iki farklı davranışın açığa çıkmasını sağlar. Bu haliyle serinin otoregresif katsayı değeri ve gecikme derecesi değişerek, katsayıların sapmalı olarak elde edilmesine yol açacaktır. Hatta diğer bileşenler de bu etkiden bozunmaya uğrayacak ve serinin varyansı da değişebilecektir.

Bununla beraber çoklu kırılmaların meydana gelmesiyle serinin rejimi kırılma sayısı kadar değişikliğe uğrayacaktır. O halde kırılma sayısı rejim değişikliği sayısının öncül göstergesi olarak kabul edilebilir. Kırılma sayısı sorunlarına ek olarak kırılmanın yerinin net olarak belirlenmesi olası kırılma noktalarının seçimiyle önem kazanacaktır. Bunlara ek olarak kırılma bölgeleri arası geçişin sert bir şekilde ve aniden gerçekleşmesi ile yumuşak bir şekilde birkaç dönem boyunca sürebileceği de düşünülmelidir.

Bu sebeple bu kısımda üzerinde incelenmesi gereken sorunların dört temel başlık altında toplanabileceğine inanıyoruz. Bunlar, yapısal kırılmaların zaman serileri üzerindeki etkileri, kırılma mekanizmaları, kırılma noktalarının belirsiz kaldıkları

durumlar ve kırılma sayısının belirlenmesi olarak ele alınabilmektedir. Tüm bu etkiler altında, zaman serilerinin doğrusallık varsayımı altında incelenmesi güçleştirmektedir.

Yapısal kırılma olgusunun taşıdığı önem ve yapıdaki farklılaşmanın yaratacağı etkinin önemi tartışılmalıdır. Temel olarak ekonometrik açısından iki temel soruna yol açmaktadır. Bunlardan birincisi örneklem üzerinden tahmin edilen regresyon doğrusu, gerçek regresyon doğrusundan farklı olmaktadır. Regresyon, iki ya da daha çok değişken arasındaki ilişkiyi ölçen ve eğer ilişki var ise gücü hakkında bilgi veren bir analiz metodudur. Ekonometrik açıdan iktisadi bir hipotezin değerlendirilmesinde kullanılmaktadır. Bununla birlikte önsel (a priori) bilgi sahibi olduğumuz bir olayda, bağımlı değişkenin bağımsız değişken ve/veya değişkenlerce kestiriminin yapılmasıdır. Bu yapı içinde yer alan tüm değişkenlerden bir veya birkaçının veri üretim mekanizmasının değişimi elde edilecek kestirimi tutarsız hale getirebilir. Regresyon, bağımlı değişkenin modellenmesi, bağımlı değişkenin ileriye dönük tahminlenmesi ve mali/iktisadi politikaların oluşturulmasında kullanılmaktadır. Bu haliyle tüm bu amaçlar etkin bir şekilde gerçekleşemeyecektir.

İkinci sorun ise zaman serilerinde gözlenmektedir. Zaman serilerinde yarattığı temel sorun, yapısal kırılmaların birim kök sınamasının sıfır hipotezinin reddedilmemesine neden olabileceğidir. Durağanlık zaman serileri açısından, değişkenin hem kendi gecikmiş değerleriyle hem de başka değişkenlerce açıklanmasını mümkün kılmaktadır. Bu kısıtın sağlanamaması değişkenin, veri üretim mekanizmasında geçmişte meydana gelmiş şok etkilerinin azalmayıp günümüze taşındığını ifade etmektedir. Özetlendiğinde, yapısal kırılmaya sahip durağan bir zaman serisi için, durağanlık yapısal kırılma dikkate alınmadan sınanması sorunudur. Bu durum zaman sürecinde serinin rejim değişikliği içeren deterministik yönelim etrafında durağan olması halinde, yönelimi dikkate alındığında dahi birim kök sınamalarının temel hipotezi reddetmekte yetersiz olduğunu göstermektedir.

Bu halde yapısal kırılma genellikle zaman boyutunda karşılaşılan bir sorun olmakla beraber, teşhisi büyük önem taşımaktadır. Bu kısımda yapısal kırılmanın yarattığı etkilerin tanımlanması üzerinde durulmuştur. Bununla birlikte, literatürde yer alan pek çok testin veri üretim sürecinin doğrusal olduğu bilinmektedir. Bu testlerin de

özetlenmesi gerçekleştirilerek, durağan-dışılık altında yapısal kırılmanın çıkış noktası olan Perron (1989) testi¹ ile karşılaştırılması² sağlanmıştır.

1. YAPISAL KIRILMA

Zaman serilerinde yapısal kırılmanın tanımı yerine yarattığı etkinin üzerinde durulmaktadır. Bu etki modelde yer alan deterministik parametre katsayılarının zamanla değişimi, kırılmadan sonra veri üretme sürecindeki değişim ve kırılmanın seriyi etkileme süresi olarak seriyi etkilemektedir. Örneğin, Büyük buhran (1929-1939), petrol fiyatlarında yaşanan şoklar veya beklenmedik politika değişimleri gibi etkenler dikkate alınmadığında, ekonometrik modellerde yer alan sabit terim ve trend katsayılarının performanslarının düşük oldukları göze çarpmaktadır. Bu haliyle elde edilen katsayılar ile öngörümleme veya modelleme yapılması ile tutarlı tahminler elde edilemeyecektir.

Günümüzde yapısal kırılmayı test etmek için çok fazla sayıda test mevcuttur. Yapının tanımlanması adına, öncelikle yapısal değişim test edilmelidir. Söz konusu testler altta verilen şekillerde kategorize edilebilir.

- 1) Ekzojen kırılmalara karşın endojen kırılmalar
- 2) Tekli kırılmalara karşın çoklu kırılmalar
- 3) Tek değişkenlilere karşın çok değişkenlilerin ilişkileri
- 4) Durağanlığa karşın durağan olmayan değişkenler

1.1. YAPISAL KIRILMA TESTLERİ

Yapısal kırılma için ilk test; Chow (1960) tarafından serilerin tek bir kırılmaya sahip olduğu varsayımı altında modellenmiştir³. Model, k değişkene sahip ve n_t adet gözlem için oluşturulmuştur. Kırılmanın n_1 'inci gözlemde olduğu ve seriyi iki altbölüme ayırdığı düşünülmüştür. Bu nedenle kırılmadan önceki kısım n_1 adet gözleme, kırılmadan sonraki kısım n_2 adet gözleme sahiptir. Chow bu özelliklere sahip iki test

¹ Perron Pierre, "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis" *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1989, s.1363-1364.

² Perron (1989) testi literatürde ilk defa yapısal kırılmayı, durağan-dışılık ile birlikte dikkate alması üzerine önem taşımaktadır.

³ Chow Gregory C., "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1960, s.592-602.

geliştirmiştir. Birincisinde $n_1 > k$ ve $n_2 > k$ koşulu vardır ki; bu test varyans analizi testi olarak adlandırılmıştır. Amaçlanan katsayıların kararlı olma durumunu tartışmaktadır. Varyans analizi testleri, daha önceki çalışmalarda Rao (1952)⁴ ile Kullback ve Rosenblatt (1957)⁵ tarafından da tartışılmışlardır. İkinci test ise $n_1 > k$ ve $n_2 < k$ koşulu vardır ki; bu test öngörümleme testi olarak kullanılmaktadır. Bu haliyle kırılmadan sonraki kısım için yapılan öngörümlemenin yansız olması, kırılmaya kadar olan kısımdan elde edilen bilgi doğrultusunda incelenmektedir. Bu test literatürde *Chow* testi olarak geçmektedir.

Dufour (1982)⁶ bu testleri çoklu kırılmaların kullanılabilmesine imkan verecek şekilde genişletmiştir. Bu genişletme ile seçilen veri aralıklarının parametre sayısından ufak olabilmeye izin vermektedir. J adet gruba sahip ve n_j gözleme sahip olan j 'inci grup $j = (1,2,3, \dots, J)$ için tüm n_j gözlemlerinin parametre sayısından küçük olmasına izin verilmez. Havuzlanmış serinin hata terimleri kareleri toplamı RSS_h olsun. $n_j > k$ koşulunu sağlayan veri aralıklarının de hata terimlerinin karelerinin toplamı RSS_T olsun. $n = \sum_{i=1}^{\tau} n_j$ için $\tau \leq J$ koşulundaki zaman aralıkları dahilinde ve $n_1 = \sum_{i=1}^{\tau} n_j$ için $n_j > k$ için elde edilir. $RSS_h/\sigma^2 \sim \chi^2$ serbestlik derecesi $(n - k)$ ve $RSS_T/\sigma^2 \sim \chi^2$ serbestlik derecesi $(n_1 - \tau k)$ karşılaştırılabilir. İki adet ki-kare testinin oranlanması ile F testi elde edilmektedir. Elde edilen F testinin serbestlik derecesi $(n - k - n_1 - \tau k)$, $(n_1 - \tau k)$ için elde edilecektir. $F_{(n-k-n_1-\tau k), (n_1-\tau k)} \sim \frac{\frac{RSS_h - RSS_T}{n-k-n_1-\tau k}}{\frac{RSS_T}{n_1-\tau k}}$ şeklinde elde edilir.

Dufour'un çalışmasını ve Cantrell ve diğ.(1991)⁷ tartışmış ve genişletmişlerdir. Lo ve Newey (1985)⁸ çalışmalarında eşanlı denklem sistemleri için bu testi genişletmişlerdir. Andrews ve Fair (1988)⁹ lineer olmayan denklemler için varyans

⁴ Rao C. Radhakrishna, "Minimum variance estimation in distributions admitting ancillary statistics", *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 1952, s.55-56.

⁵ Kullback S., H. M. Rosenblatt, "On the analysis of multiple regression in k categories", *Biometrika*, 44.1-2, 1957, s.68-78.

⁶ Dufour Jean-Marie, "Generalized Chow tests for structural change: A coordinate-free approach", *International Economic Review*, 1982, s.570-572.

⁷ Cantrell R., Stephen Peter M. Burrows, Quang H. Vuong, "Interpretation and use of generalized Chow tests", *International Economic Review*, 1991, s.730-737.

⁸ Lo Andrew W., Whitney K. Newey, "A large-sample Chow test for the linear simultaneous equation", *Economics Letters*, 18.4, 1985, s.351-353.

⁹ Andrews Donald WK, Ray C. Fair, "Inference in nonlinear econometric models with structural change", *The Review of Economic Studies*, 55.4, 1988, s.623-632.

analizi testini uyarlamışlardır. Dufour, Glyssels ve Hall (1994)¹⁰ lineer olmayan denklemler için öngörümleme analizi testini uyarlamışlardır.

Yukarıda verilen testlerin ortak noktası, incelenen zaman serisinin durağan olduğu varsayılmıştır. Çünkü, amaçlanan sadece yapısal kırılmanın varlığının belirlenmesidir. Halbuki, makroekonomik veya finansal serilerin rejim değişikliği gibi algılanmasına sebep olabilecek durağandışıllığın da belirlenmesi gereklidir. O halde; yapısal kırılma ve durağanlığın beraber incelenmesi gerekmektedir. İlerleyen kısımda bu iki durumun beraber incelenmesine devam edilmiştir.

1.2. BİRİM KÖK ANALİZİ VE YAPISAL KIRILMA İLİŞKİSİ

Doğrusal zaman serilerinde durağan-dışıllığın saptanması için oluşturulan temel test Dickey-Fuller (1979)¹¹ (*DF*) testidir. Ancak yapısal kırılmayı dikkate almamaktadır. Yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri; bu mekanizma altında hatalı karar verilmesine sebep olmaktadır. Amaçlanan; birinci dereceden otoregresif süreçlerin durağanlığını tahmincilerin dağılımı özelliklerini simüle ederek araştırmıştır. Araştırmalarında $n = 50, 100, 250$ adet örneklem için $Y_t = pY_{t-1} + e_t$ yapısını baz alarak, başlangıç değerini (Y_0) sabit bir değer ve hata terimini ($\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$) ortalaması sıfır ve sabit bir varyans değeri altında bağımsız normal dağılıma sahip olacak şekilde simülasyon gerçekleştirmiştir. Bu koşullar altında $p = 1$ varsayımı altında regresyon katsayısının (p) dağılım özelliklerini elde ederek, (t) değerleri elde edilmiştir. Bu sayede regresyon katsayı tahmincisinin tau (\hat{t}) testi değeri ile birinci dereceden gecikmeli otoregresif katsayısının $p = 1$ olma durumu tartışılabilir. Ancak testin özellikle yapısal kırılma altında; boyut ve güç sorunları bulundurmaktadır.

Doğrusal olduğu kabul edilen zaman serisi altında kurulan otoregresif modeli baz alan pek çok birim kök testi bulunmaktadır. Pek çok özel durum için türetilmiş farklı testler olsa da birinci dereceden otoregresif parametrenin katsayı değerine ait t değerini

¹⁰ Dufour Jean-Marie, Eric Ghysels, Alastair Hall, "Generalized predictive tests and structural change analysis in econometrics", *International Economic Review*, 1994, s.211-216.

¹¹ Dickey David A., Wayne A. Fuller, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American statistical association*, 74.366a, 1979, s.428-430.

baz alan (parametrik) birim kök tesleri oldukça fazladır. Pek çok birim kök testinin *DF* metodolojisi altında geliştirilmesinin nedeni, Xiao ve Phillips (1998)¹²'e göre alternatif hipotez altında $\hat{\delta}$ (F-testi) testleri, \hat{t} testlerine göre daha hızlı bir değişim göstermesidir.

Özellikle alternatif hipotez altında üretilen ve $p < 1$ birim kök içermeyen koşulu altında ve $c \neq 0$ için elde edilen sonuçlar; $T^{-1}\hat{\delta} \rightarrow \rho^c$ ve $T^{-1/2}\hat{t} \rightarrow \rho^c$ şeklindedir. Bu haliyle $\hat{\delta}$ testlerinin \hat{t} testlerine göre daha güçlü olduğunu kanıtlamaz. Ancak zaman faktörü altında, T yeterince büyük olduğunda $\hat{\delta}$ testlerinin daha güçlü olduğu kabul edilir. Buna rağmen \hat{t} testlerinin tercih edilmesinin nedeni, yapıya bağlılığın arttığı koşullarda (örneğin hata terimlerinin beyaz gürültü özelliği taşıması gibi,) $\hat{\delta}$ testlerinden daha sağlam olduğu gözlemlenmektedir. Özellikle hata teriminin negatif korelasyonlu olması durumunda $\hat{\delta}$ testlerinin ampirik boyutu kusurlu olarak belirlenmektedir. Hata teriminin pozitif korelasyonlu olması $\hat{\delta}$ testlerinin boyutu azalmıştır. Genel olarak güç karşılaştırılması yapıldığında $\hat{\delta}$ testlerinde boyut bozuklukları vardır. Bu nedenle pek çok birim kök testinde, *DF* metodolojisine benzer şekilde kritik değer belirlenmektedir.

Bununla beraber, otoregresif yapı için gereğinden uzun gecikme kullanıldığında \hat{t} testleri nominal boyut bakımından daha iyidir. Gereğinden fazla gecikme eklendiğinde güç kaybı gözlemlenmektedir. Gereğinden az gecikme kullanıldığında ise $\hat{\delta}$ testlerinde daha fazla olmak üzere iki test için de boyut bozunması görülmektedir. Ancak güç karşılaştırılması geçerli iken $\hat{\delta}$ testleri daha güçlüdür. Bu nedenle gecikme uzunluğunun doğru ve yeteri kadar seçilmesi¹³ (otoregresif yapının doğru belirlenmesi) oldukça önemlidir.

Nelson ve Plosser (1982)¹⁴ makroekonomik zaman serilerinin, deterministik trend altında durağan kabul edilebileceği veya deterministik trende sabit bir yönelimi olmayan şekilde durağandışı olarak kabul edilebileceğini belirlemiştir. Geleneksel olarak anlık şokların zaman serileri üzerinde kalıcı etkiye sahip olduğunu ve makroekonomik serilerin

¹² Phillips Peter CB, Zhijie Xiao, "A primer on unit root testing." *Journal of Economic Surveys*, 12.5, 1998, s.437-439.

¹³ Said Said E., David A. Dickey, "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika*, 71.3, 1984, s.603-606.

¹⁴ Nelson Charles R., Charles R. Plosser, "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of monetary economics*, 10.2, 1982, s.154-155.

rassal yürüyüş yerine düzgün artan bir trend yapısından geçici sapmalar gösterdiğini varsaymışlardır. Çalışmada, trend durağan varsayımı altında kullanılan 14 seriden 13'ünün (sadece işsizlik oranları dışında) yüksek bir güven düzeyinde birim kök içerdikleri ifade edilmektedir.

Ancak, Campbell ve Mawkin (1987)¹⁵ ve Cochrane (1988)¹⁶ anlık şokların; sürekli ve geçici şokların birleşimi olduğunu öngörmektedirler. Ayrıca seriler üzerinde gözlemlenen uzun dönemli tepkilere bağlı olarak görece önemleri ve boyutları belirlenerek bu şok türlerinin birbirinden ayrılabilirliğini öngörmüşlerdir. Bu durum rejim değişikliğine yol açan, yapısal kırılma gibi etkenlerin dikkate alınması gerektiğini ve aksi halde sonuçların tutarsız olabileceğinin sinyalini vermektedir.

Perron (1989) zaman serilerinin Dickey-Fuller testlerine göre durağan serilerin yapısal kırılma dikkate alınmadığında durağandışı olarak belirlenebileceğini öngörmüştür¹⁷. Bu şekilde trendin zamanla değişmesine izin verildiğinde serilerin aslında durağan olabileceklerini kabul etmişlerdir. Yapısal değişimin ihmal edilmesi birim kök hipotezinin haksız yere reddedilmemesine sebep olmaktadır. Perron (1989) çalışmasında incelenen zaman serilerinin 1929 yılında yaşanan Büyük Buhran ve 1973 yılında yaşanan Petrol Fiyatları Krizinden etkilendiklerini ispatlamıştır¹⁸. İncelenen seriler için; Nelson ve Plosser (1982)'in kısmen öngördüğü gibi dalgalanmaların deterministik trend etrafında durağan olduğu görülmüş ancak yapısal kırılma dikkate alındığında kullanılan 14 seriden 11'inin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Birim köke sahip olduğu düşünülen seriler ise, Tüketici Fiyat Endeksi, Faiz oranları ve paranın dolaşım hızı¹⁹ olarak belirlenmiştir. Kalıcı etkiye sahip şoklar ise sadece 1929 ve 1973 yılında gerçekleşenlerdir. Nelson ve Plosser (1982) çalışmalarında yaptıkları anlık şokların yapısı üzerine yanlış varsayım, çok önemli sonuçlar doğurarak; serilerin mutlaka yapısal kırılma altında incelenmesi gerektiğini göstermiştir.

¹⁵ Campbell John Y., N. Gregory Mankiw., "Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations", 1987, s.2-4.

¹⁶ Cochrane John H., "How big is the random walk in GNP?", *Journal of political economy*, 96.5, 1988, s.894-895.

¹⁷ Perron Pierre, 1989, op.cit., s.1377.

¹⁸ Perron Pierre, 1989, op.cit., s.1365-1368.

¹⁹ Dolaşımdaki paranın mal ve hizmet satın alımı için kullanılma oranı (The velocity of Money) olarak adlandırılabilir.

Perron (1989) yaklaşımında kırılmanın tarihi belirli veya belirsiz olabileceği ancak kırılmaların neden olduğu rejim değişiklikleri hakkında kesinlikle belirsizlik olmadığı varsaymıştır. Özetlendiğinde yaklaşım kırılmaların ekzojen olduğunu ve yerlerinin net olarak belirlenebildiğini ifade etmektedir. Çalışmasında, büyük ölçüde birim kök testlerinde yer alan “deterministik trendin doğru belirlenmiş olması” varsayımı geçerlidir.

Öncelikle; yapısal kırılmanın otoregresif yapıyı nasıl etkilediği incelenmelidir. Kırılma bir anda, aniden gerçekleşebileceği gibi zamana yayılan bir şekilde de gerçekleşebilir. Perron (1989) çalışmasında Additive Outlier (Toplamsal Sapmalı) ve Innovation Outlier (Kademeli Sapmalı) olarak, kırılmanın oluşturduğu etkiye göre sınıflandırmıştır. İlerleyen bölümde basit kırılma modelleri altında bu iki model yapısı ile beraber iki modelin bütünleşik bir hali olan Distributed Outlier (Dağıtılmış Sapmalı) model yapısı izah edilecektir.

Bununla beraber yapısal kırılma altında birim kök içermesi durumu, standart test istatistikleri yerine normalleştirilmiş-yanlı testlerin ve pseudo-t testlerinin kullanımını gerektirir. Kırılma durumu sabitin, eğim katsayısı olan trendin ve her ikisinin karakterizasyonlarında değişim şeklinde düşünülmüştür. Ayrıca kırılma tarihinin bilinmemesi durumu da incelenmelidir.

Yapısal kırılma altında Birim Kök analizi gerçekleştiren ilk defa 1989’da Perron tarafından gerçekleştirilmiştir. Yaptıkları ile çığır açmış ve kalan diğer test yapıları bu temel testin cevap veremediği veya cevap vermekte zorlandığı koşullar için oluşturulmuştur. O halde ilk test yapısı bina edilerek sorulması gereken sorular şunlar olacaktır ki, ilgili kısmın en başındaki sınıflandırma buna göre yapılmıştır. Kırılmaların tarihi bilinmediği varsayımı altında endojen kırılmaların tahminlendiği testler geliştirilmiştir. Kırılma sayısının artmasından dolayı çoklu kırılmaya izin veren testler geliştirilmiştir. İçsel değişkenlerin yapısında farklılaşmaya izin veren izin veren testler geliştirilmiştir. Durağanlığa karşın durağansızlığı sınavan birim kök testleri geliştirilmiştir. Dikkat edilmesi gereken tüm bu fikirlerin çıkış noktasını önce Perron (1989) test mekanizmasına ve Nelson ve Plosser (1982) yaptıkları hataya borçluyuz.

Gene de bu tür test yaklaşımını veri madenciliği olarak gören ve veri temelli olduğunu savunanlar da mevcuttur. Christiano (1992)²⁰ en uygun kırılma yapısına ve zaman dilimindeki yerine göre göre en uygun model seçiminin, test istatistiklerinin altında yatan dağılım teorisini geçersiz kıldığını belirtmektedir. Denemeler göstermektedir ki; serinin veri üretme mekanizmasında herhangi bir kırılma yer almıyor ise; standart Dickey-Fuller testi daha güçlüdür. Bu yüzden Perron (2005)²¹ kırılma olsun veya olmasın, test istatistiğinin boyutu üzerine asimptotik olarak tutarlı olduğuna işaret etmiştir. Ayrıca boyut özelliklerinin kırılma parametrelerine göre değişmediğini hatta test performansının kırılmanın (işaretinden) yönünden etkilenmediğini belirtmiştir.

Perron (1989) çalışmasının en önemli sonuçlarından biri serinin trend durağan yapı altında sırasıyla, model sabitinde, trendinde veya her iki teriminde kırılma üretilmiş olmasıdır. *DF* yaklaşımının pseudo-t testleri ve yanlılığı normalleştirilmiş testler; temel hipotezin seçilmesi şeklinde bir eğilim göstermektedir. En özet haliyle trend durağan bir yapıda kırılma gözlemlenmiş ise bu nedenle sözkonusu testler sonucu durağandıışı oldukları sonucuna varılmaktadır. Temel hipotezin hatalı olarak reddedilmemesi sonucuna ulaşılır²². Bu haliyle Perron (1989) testinin üzerinde durulması gereken nokta olarak özetlemiştir.

Buradan hareketle geliştirilen diğer birim kök testleri özetlenecek ve farklılıkları ortaya konmaya çalışılacaktır. İlerleyen bölümde öncelikle Perron (1989) kırılma modeli, basit yapısal kırılma modelleri altında incelenmiş ve model yapılarının açıklanmasına yer verilmiştir.

1.2.1.Basit Yapısal Kırılma Modellerinin İncelenmesi

Tek kırılma gözlemlenmiş ve gerçekleştiği tarihi biliniyor ise; yapının birim kök içermesi, içermemesi veya geçmiş değerlerle ilişkisi olmadığı üç durumda incelenebilir. Kırılma yapısı genel olarak düzey kırılması (sabit değer karakterinde meydana gelen değişim) ve trend kırılması (trend parametresinin karakterinde meydana gelen değişim) şeklinde incelenmiştir. Bu kırılma tiplerinde ilerleyen bölümde hem düzeyin hem de

²⁰ Christiano Lawrence J, "Searching for a break in GNP", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.3, 1992, s.240-242.

²¹ Perron Pierre, "Dealing with structural breaks", *Palgrave handbook of econometrics*, 1.2, 2005, s.11.

²² Perron Pierre, 1989, op.cit., s.1388-1389.

trendin karakterindeki deęişim eklenecektir. İncelenen zaman serisi denklem (1) şeklinde gibi gösterilsin.

$$y_t = \mu_t + z_t \quad (1)$$

$$(\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)) \text{ için, } (1 - \rho L)z_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

μ_t tipik olarak $\mu_t = \mu_1$ (a) ve/veya $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t$ (b) koşulları için sabit bir ortalama ve/veya deterministik trend deęişkenlerini içermektedir. $t = 0$ için μ_t deęişkeni yerine y_0 kullanılmalıdır. Çünkü veri üretme mekanizmasına göre düzey deęişkenlerinin yerine ilk ve sabit olan başlangıç deęeri kullanılmalıdır. Kırılmanın yapısını belirlemek için $\mu_t = \mu_1$ ile $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t$ yapıları incelenir ki; kırılma anından önceki ve sonraki düzey karakterlerinde bir deęişim olup olmaması sınıanır. Bu sayede; $\mu_1 \sim \mu_2$ ve $\beta_1 \sim \beta_2$ evrilme durumu incelenir.

Yapısal kırılma altında birim kök olduęu durumu ise $\rho = 1$ olma durumudur ki; koşulu için denklem (2) denklem (3)'ye dönüşmektedir.

$$(1 - L)y_t = (1 - L)\mu_t + z_t \quad (3)$$

Burada dikkat edilmesi gereken;

$$\mu_t = \mu_1 \text{ koşulu için, } (1 - L)\mu_t = 0 \text{ halini alacaktır.} \quad (4)$$

$$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t \text{ (b) koşulu için, } (1 - L)\mu_t = \beta_1 \text{ halini alacaktır.} \quad (5)$$

Birim kök altında sabit deęer farkı alındığında sıfıra ve trend parametresinin katsayısı da sabit bir deęere dönüşecektir. Bu durum zamana göre türevini almaktan farksızdır.

$$\text{Birim kök hipotezi altında; } y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ zaman serisi} \quad (6)$$

$$\text{farkı alındığında, } \Delta y_t = \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\text{Birim kök hipotezi altında; } y_t = \beta_1 t + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{farkı alındığında } \Delta y_t = \beta_1 + \varepsilon_t \quad (9)$$

Alternatif hipotez altında $|\rho| < 1$ için birim kök içermemekte ve seri durağandır.

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t$ koşulu altında, denklem (4) ve (3) birlikte düşünüldüğünde;

$$y_t = (1 - \rho)\mu_1 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

$$y_t - \mu_1 = \rho(y_{t-1} - \mu_1) + \varepsilon_t \text{ ortalamadan arındırılmış model elde edilir.} \quad (6.1)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t$ koşulu altında, denklem (4) ve (3) birlikte düşünüldüğünde

$$y_t = (1 - \rho)(\mu_1 + \beta_1 t) + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

$$y_t - \mu_1 - \beta_1 t = \rho \left((y_{t-1} - \mu_1 - \beta_1(t-1)) \right) + \varepsilon_t \quad (7.1)$$

ortalamadan ve trendden arındırılmış model elde edilir.

Alternatif hipotez altında elde edilen modeller (6.1) ve (7.1) trend ve ortalamadan sapma şeklindedir.

Son koşul olarak $|\rho| = 0$ ise;

$$\mu_t = \mu_1 \text{ koşulu için } y_t = \mu_1 + \varepsilon_t \text{ ulaşılır.} \quad (8)$$

$$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t \text{ koşulu için } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \varepsilon_t \text{ ulaşılır.} \quad (9)$$

Bu haliyle model (8) ve (9) deterministik bileşenler ile gürültü bileşeninin toplamıdır.

Burada birim kök varlığının araştırılması, serinin gecikmeli değerinin katsayısına ρ bağlı olarak belirlenir. Parametrenin belirlenmesi en basit haliyle iki şekilde mümkündür. Kırılma tarihi bilindiği varsayımı altında, kırılmaya kadar kısım için μ_1 parametresinin tahmin değeri $\widehat{\mu}_1$ elde edilir. Daha sonra yapı ortalamadan fark şeklinde düzenlenir ve $y_t - \widehat{\mu}_1$, $y_{t-1} - \widehat{\mu}_1, \dots$ değerleri elde edilir. İkinci prosedür içinse ortalamadan fark denklemi yerine konur ve gecikmiş değer katsayısının ρ tahmincisi olan $\hat{\rho}$ elde edilir. Benzer şekilde deterministik trend değişkeni de barındırıyorsa iki aşamalı prosedür kullanılabilir. Kırılmaya kadar dönem için elde edilen μ_1 ve β_1 değerlerinin

tahmincileri elde edilir. Daha sonraki aşamada ortalama ve trendden arındırılmış seri için $\hat{\rho}$ elde edilir.

Parametre tahmini için kullanılacak ikinci yöntem ise ortalamadan sapma modeli için en küçük kareler metodu için seri y_t üzerine gecikmeli değeri y_{t-1} regrese edilir. Burada artık sabit terim $\mu_1^* = (1 - \rho)\mu_1$ halini alır. Buradan ρ değerinin tahmincisi elde edilebilir. Benzer şekilde ortalama ve trendden sapma modeli için regrese edilen değer için sabit terim $\mu_1^* = (1 - \rho)(\mu_1 + \beta_1 t)$ halini alacaktır.

Veri üretim mekanizması için; uygun modelin tahminlenmesi; rejim değişikliğinin belirlenmesi, temel veya alternatif hipotez kabulü aşamalarından sonra gerçekleşmektedir. Genellikle; birim kök bulunduğu dair temel hipoteze karşın, veri bazlı alternatif hipotezin karşılaştırılması tutarlı sonuç vermesi ilk kritik noktayı oluşturur. Yaklaşım Perron (1989) tarafından Dickey-Fuller metodolojisinin, farklı model yapıları ve temel/alternatif hipotezlere uygun hale getirilmesiyle hipotez testinin çatısını oluşturulmuştur. Bu yaklaşımda sözkonusu model temel ve alternatif hipotezler altında, model yapıları için incelenmiştir.

1.2.2. Additive Outlier (Toplamsal Sapmalı) Modeli

Kırılmanın aniden oluşup oluştuğu dönem içinde seriyi etkilemesi ve etkinin bir dönem içinde sönmesi durumu tartışılmaktadır. Bu haliyle kırılmanın uzun dönem ve kısa dönem etkisi arasında bir fark yoktur. Çünkü kırılma bir dönem için etkisini göstermektedir. Toplamsal Sapmalı modellerinde kırılma anı T_b^c ile gösterilir. Kırılmanın gerçekleştiği an (periyodu) toplam süreye oranlanması $\lambda_b^c = \left(T_b^c/T\right)$ ile bulunur. Burada c kırılma tarihinin doğru tespit edilmesine yaramaktadır. Kırılma tarihi bilinmiyor ise c kısıtlanarak, kırılma fonksiyonu λ_b olarak adlandırılır. Vogelsong ve Perron (1998)²³ için kırılma tiplerini; Model 1 (sabit değişimi) Model 3 (trend değişimi) ve Model 2 (Sabit ve trend değişimi) olarak ele almışlardır.

²³ Vogelsang Timothy J., Pierre Perron, "Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time", *International Economic Review*, 1998, s.1076.

Sabit terimin deęiřimi: arpıřma (crash) modeli olarak da adlandırılmaktadır. Perron (1989) bu modeli 1929’da yařanan byk buhranın negatif etkilerini yakalamak iin kullanmıř ve Model A olarak adlandırmıřtır. Perron ve Vogelsang (1992a)²⁴ alıřmasında μ_t teriminin trend deęiřkenini $\beta_1 t$ iermedięinden Model 1a olarak adlandırmıřlardır.

$\mu_t = \mu_1 + \mu_2 DU_t$ kořulu iin $t > T_b^c$ iin $DU_t = 1$ dięer halde $DU_t = 0$ deęerini alır.

Eęer $t \leq T_b^c$ ise, $\mu_t = \mu_1$ kořuluna dnsecektir.

Eęer $t \geq T_b^c + 1$ ise, $\mu_t = \mu_1 + \mu_2$ kořuluna dnsecektir.

Trend deęiřimi grlen modeller: bymedeki deęiřim (changing growth) olarak adlandırılan modeli, Perron (1989) Model B olarak adlandırılır. Eęer $\beta_2 = 0$ halini alırsa, $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t$ halini alarak aynı kalacaktır. Montañes ve Reyes (1998)²⁵ bu karıřıklıęı nlemek iin DT_t kukla parametresini sisteme eklemiřlerdir.

$DT_t = t - T_b^c$ ise, $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \beta_2 DT_t$ kořuluna dnsecektir. Dięer halde $DT_t = 0$ deęerini alır.

Eęer $t \leq T_b^c$ ise, $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t$ (b)

Eęer $t \geq T_b^c + 1$ ise, $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \beta_2 (t - T_b^c)$ kořulu $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \beta_2 DT_t$ ’ye baęlı olarak elde edilecektir.

dzenlendięinde $\mu_t = (\mu_1 - \beta_2 T_b^c) + (\beta_1 + \beta_2)t$ elde edilir.

Sabit terim ve trendde deęiřim gzlenen model karıřık model (mixed model), Perron (1989) tarafından Model C olarak adlandırılmıřtır.

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t$ kořulu gerekleřtięi kabul edilsin.

Eęer $t \leq T_b^c$ ise, $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t$ kořulu gerekleřecektir.

²⁴ Perron Pierre, Timothy J. Vogelsang, "Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.4, 1992a, s.467-470.

²⁵ Montañes Antonio, Marcelo Reyes, "Effect of a shift in the trend function on Dickey–Fuller unit root tests", *Econometric Theory*, 14.3, 1998, s.356-357.

Eğer $t \geq T_b^c + 1$ ise, $\mu_t = \mu_1 + \mu_2 + \beta_1 t + \beta_2(t - T_b^c)$ koşulu düzenlendiğinde

$\mu_t = (\mu_1 + \mu_2 - T_b^c) + (\beta_1 + \beta_2)t$ halini alır.

DU_t ve DT_t kukla değişkenleri hakkında; $t = T_b + 1$ iken $DT_t^b = 1$ halini alacaktır. Burada $\Delta DT_t = DU_t$ ve $\Delta^{-1}DT_t^b = DU_t$ olduğuna dikkat edilmelidir. Δ^{-1} burada fark operatörünün tersi olan $\Delta^{-1} = (1 - L)^{-1}$ toplama operatörüdür ve DT_t^b sıfırdan başlayan yapıda hiçbir belirsizlik içermemektedir.

Birim Kök içermeyen durum olan alternatif hipotez altında $\rho < 1$ için;

$$y_t = \mu_t + z_t \quad (1)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t$ için;

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 DU_t + z_t \quad (10)$$

$$(1 - \rho L)z_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(1 - \rho L)y_t = (1 - \rho L)(\mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 DU_t) + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$y_t - \mu_1 - \beta_1 t - \mu_2 DU_t = \rho(y_{t-1} - \mu_1 - \beta_1(t-1) - \mu_2 DU_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

Birim kök içerdiğinde ise; $\rho = 1$ için;

$$y_t = \mu_t + z_t \quad (1)$$

$$(1 - \rho L)z_t = (1 - L)z_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(1 - L)y_t = (1 - L)\mu_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$(1 - L)y_t = (1 - L)(\mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 DU_t) + \varepsilon_t \quad (14)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 DU_t$ koşulu olarak yerine konulursa,

$$(1 - L)y_t = \beta_1 + \mu_2 \Delta DU_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta DU_t = DT_t^b \text{ koşulu için } y_t = \beta_1 + y_{t-1} + \mu_2 DT_t^b + \varepsilon_t \quad (16)$$

Bu şekilde sabit terim kırılması gözlemleniyor ise, DT_t^b ek kuklasının kullanılması dahil edilmektedir. Değişim olması ve olmaması durumu karşılaştırılırsa, denklem iki aşamada tahminlenebilir. Denklem, sabit değişken, trend değişkeni, zaman değişkeni ve DU_t kukla değişkeni üzerine regrese edilir. Denklem değişkeni trendden ve ortalamadan arındırıldıktan sonra tanımlanır ve sonra sabit terim değişimi incelenir.

$$\hat{y}_t = y_t - \hat{\mu}_1 - \hat{\beta}_1 - \hat{\mu}_2 DU_T \quad (15.1)$$

İkinci aşamada ise bağımlı değişken \hat{y}_t bir gecikmeli değeri \hat{y}_{t-1} üzerine regrese edilerek gecikmeli değerin katsayısı ρ elde edilir. Bu halde regresyon, $\hat{y}_t = \rho \hat{y}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t$ haline gelir. Burada dikkat edilmesi gereken $\tilde{\varepsilon}_t$ teriminin, sabit terimin, trend değişkeninin ve değişen sabit terimin de tahmin hatalarını içermektedir. Bu yüzden Perron ve Vogelsang (1992a) çalışmalarında, bir defaya mahsus DT_t^b değişkeninin ilave edilmesi ile sahte (pseudo) t istatistiğinin denklemde bulunmayan parametrelerce bozunması önleneyeğini iddia etmişlerdir²⁶. Bu nedenle ikinci aşama denklemi, $\hat{y}_t = \rho \hat{y}_{t-1} + \delta_0 DT_t^b + \tilde{\varepsilon}_t$ evrilerek, en küçük kareler metoduna göre tahminlenebilir. Standart olarak sıfır hipotezini kısıtlanmış değişken katsayısını sıfır olarak ele alalım ve kısıtlamayı sağlamak için denklemin her iki tarafından \hat{y}_{t-1} değerini çıkaralım. Bu haliyle; $\Delta \hat{y}_t = \gamma \hat{y}_{t-1} + \delta_0 DT_t^b + \tilde{\varepsilon}_t$ elde edilir. $\rho - 1 = \gamma$ halindedir. Temel hipotez için $\gamma = 0$ olduğu birim kök içerdiği ve kırılmanın varlığı red edilememektedir. Söz konusu kabulü DT_t^b kukla teriminin eklenmesi sağlamıştır. Temel hipotezin reddi için kritik değerlerin etkilenmesi gerekecektir. Kritik testler, sahte t-testleri ve yanlış testler kullanılarak elde edilmiştir.

Trend formundan ayrılmış, kısıtı olmaksızın model yapısını düşürülmesiyle birim kök ve birim kökün varlığının reddedilmesine imkan tanıyan Toplamsal Sapmalı model, standart prosedür olarak tahminlenir. Denklemde \hat{y} trendden arındırılmış bağımlı değişkenin tahmin değeri halini alır. Burada birim kök hipotezi $H_0: \gamma = 0$ olması ve $H_1: \gamma < 0$ halini alması ile belirlenir.

$$\Delta \hat{y}_t = \gamma \hat{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta \hat{y}_{t-j} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (15.2)$$

²⁶ Perron Pierre, Timothy J. Vogelsang, 1992a, op.cit., s.468.

Perron (1990) tarafından önerilen²⁷, Perron ve Vogelsong (1992b)²⁸ dikkate alınan durum; denklemin düzeltilmeye ihtiyacı vardır. Bu haliyle modeldeki pseudo-t istatistikleri durağan olmayan sorunlu değişkene dayandırılmaktadır.

Modelde kukla değişkenlerin t anındaki değerleri ile gecikmeli değerler kullanılmaktadır. Sistemde bağımlı değişken $\Delta\hat{y}_t$ ve kukla değişkeninin DT_j^b gecikmeleri birbirlerine eşit olarak seçilmiştir.

$$\Delta\hat{y}_t = \gamma\Delta\hat{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta\hat{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^{k-1} \delta_j DT_j^b + \tilde{\varepsilon}_t \quad (16)$$

Model 1 ve 2 için bu model yapısı kullanılmalıdır. Ancak Model 3 için kukla değişken içermeyen model tercih edilmektedir. Bu haliyle model için belirlenen $\tilde{\tau}_\gamma^i$ pseudo-t test değerleri dolaylı olarak λ_b^c ve λ_b değerlerine dayandırılmaktadır. Kısmi ilgisizlikler olmadıkça, söz konusu bağımlılık önlenmiş olacaktır. Zamanın tek bir anında kullanılan kukla değişken yapısı Kademeli Sapmalı modeli ile benzer olacak şekilde dağılımı sınırlandırmaktadır. Trendden arındırma yaklaşımı ile dolaylı olarak yapısal kırılmaya temel hipotez altında izin verilmektedir.

1.2.3. Innovation Outlier (Kademeli Sapmalı) Modeli

Model yapısı olarak ele alındığında Kademeli Sapmalı model, Toplamsal Sapmalı modelden oldukça farklıdır. Bunun sebebi kırılmanın davranışının farklı olmasıdır. Toplamsal Sapmalı modelde $T_b^c + 1$ anında kırılmanın etkisinin tamamlandığı varsayılırken, Kademeli Sapmalı modelde kırılmanın etkisinin zamana yayılmış $T_b^c + h, h = 1, 2, \dots$ olduğu kabul edilmektedir. Kademeli Sapmalı modelde kırılmanın uzun dönem ve kısa dönem etkileri farklılık yaratmaktadır. Kısa dönemli etki kırılmanın oluştuğu anda $T_b^c + 1$ oluşan tepkiden elde edilebilir. Uzun dönemli etki ise kırılma etkisinin devam ettiği süre boyunca $T_b^c + h$ serideki etkilerin (genellikle etkinin zaman ilerledikçe azaldığı kabul edilir.) toplamıdır. Kademeli denmesinin sebebi de tam olarak

²⁷ Perron Pierre, 1990, op.cit., s.159.

²⁸ Perron Pierre, Timothy J. Vogelsang, "Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.3, 1992b, s.302-303.

budur ki; hata teriminin ε_t bir birimlik etkisinin bağımlı değişken y_t üzerindeki tepkisini ölçülmeye çalışılmaktadır.

Kademeli Sapmalı modelinde alternatif hipotez için durağanlık;

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + z_t \quad (17)$$

$$(1 - \rho L)z_t = \mu_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

Kırılma etkisi $T_b^c + 1$ anında, ε_t inovasyonu bu haliyle $\mu_2 DU_t$ kukla değişkenini etkilememektedir.

(17) ve (18) numaralı denklemler birleştirildiğinde

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (1 - \rho L)^{-1}(\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \quad (19)$$

$(1 - \rho L)^{-1} L$ 'nin sınırsız polinom yapısı, inovasyonun etkisinin ε_t zamana yayılmasını sağlamaktadır. Model tahmini açısından denklem (19) $(1 - \rho L)$ terimi ile çarpılırsa,

$$(1 - \rho L)y_t = (\mu_1 + \beta_1 t) + (\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \text{ halini alır.} \quad (20)$$

Kademeli Sapmalı modeli ile Toplamsal Sapmalı modelleri arasındaki temel farkı ortaya çıkarmak için Toplamsal Sapmalı modelini aşağıda tekrar inceleyelim.

$$y_t - \mu_1 - \beta_1 t - \mu_2 DU_t = \rho(y_{t-1} - \mu_1 - \beta_1(t-1) - \mu_2 DU_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (21)$$

Görüleceği üzere oluşan kırılma dikkate alındığında, uzun ve kısa dönem şok etkisi aynıdır. Kademeli Sapmalı modelinde trend fonksiyonunu şok etkisinden ayrılmış bir şekilde y_t^{tr} şeklinde denklem (19) üzerinde tanımlanırsa $y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (1 - \rho L)^{-1}(\mu_2 DU_t + \varepsilon_t)$ için,

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + (1 - \rho L)^{-1}\mu_2 DU_t \text{ oluşturulur.} \quad (22)$$

Birim kök içermediği $|\rho| < 1$ durumda,

$(1 - \rho L)^{-1}\mu_2 = (1 + \rho L + \rho^2 L^2 + \dots)\mu_2$ için kırılmanın ani etkisinin $T_b^c + 1$ anında μ_2 kadar değiştirdiğini, bir dönem sonra $T_b^c + 2$ anında kümülatif etkisinin $(1 + \rho)\mu_2$ ve iki dönem sonra $T_b^c + 3$ anında kümülatif etkisinin $(1 + \rho + \rho^2)\mu_2$ kadar olacağı

görülmektedir. Gene aynı şekilde $T_b^c + 1$ anındaki net etkisi μ_2 , $T_b^c + 2$ anındaki net etkisi $\rho\mu_2$ ve $T_b^c + 3$ anındaki net etkisi $\rho^2\mu_2$ halindedir. Görüldüğü üzere kırılmanın etkisi zaman içinde azalmaktadır. Bu durum kısa dönem ve uzun dönem şok etkilerinin farklılaştığını göstermektedir. İlerleyen herhangi bir h döneminde; $h \rightarrow \infty$ için, kırılmanın kümülatif etkisi $(1 - \rho L)^{-1}\mu_2$ halini alacaktır. Bu durum zaman serilerindeki yenilik muhasebesi ile açıklanabilir ve şok etkisinin ne kadar süreceği belirlenmeye çalışılır.

$$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + (1 - \rho)^{-1}\mu_2 DU_t \text{ koşulu altında}$$

Temel Hipotez için;

$\rho = 1$ için birim kök vardır şeklinde kurulan temel hipotez altında, kırılmanın düzey değerine kalıcı etkisi olarak $t \geq T_b^c + 1$ seçilen zaman aralığında modellenmektedir.

$$(1 - L)z_t = \mu_2 DT_t^b + \varepsilon_t \quad (23)$$

Denklem (23) $(1 - L)^{-1}$ çarpılırsa,

$$z_t = (1 - L)^{-1}\mu_2 DT_t^b + (1 - L)^{-1}\varepsilon_t = \mu_2 DU_t + (1 - L)^{-1}\varepsilon_t \text{ halini alır.} \quad (24)$$

$$t \leq T_b^c \text{ için } z_t = \sum_{i=0}^t \varepsilon_i \quad (25)$$

$$t \geq T_b^c + 1 \text{ için } z_t = \mu_2 + \sum_{i=0}^t \varepsilon_i \quad (26)$$

Hata terimi şokların kümülatif toplamı halini almaktadır. Veri üretme sürecine uygun olarak ε_0 ilk şok teriminin sıfır değerine sahip olduğu kabul edilmektedir.

$$\text{Hata terimi } z_t, \text{ bağımlı değişkeni } (1 - L)z_t = \mu_2 DT_t^b + \varepsilon_t \text{ denklem (17)}$$

$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + z_t$ için, serinin farkı alındığında,

$$(1 - L)y_t = (1 - L)(\mu_1 + \beta_1 t) + \mu_2 DT_t^b + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (27)$$

$(1 - L)(\mu_1 + \beta_1 t) = \beta_1$ ve koşul haline indirgenir.

$\Delta y_t = \beta_1 + \mu_2 DT_t^b + \varepsilon_t$ denklem (16)'nın fark yapısına ulaşılır. Birim kök olmadığı durumda sistemde kırılma oluştuğunda yapının sabit terim kırılmasına benzer davrandığı

gözlemlenmektedir. Fark denkleminde kırılma da bulunmazsa DT_t^b kukla değişkeni sistemden atılır ve fark denklemi (5.1)'e $\Delta y_t = \beta_1 + \varepsilon_t$ dönüşür.

Yapının tahminlenmesi için, Perron (1989) tarafından önerilen metod, alışlagelmiş DF yapısında olduğu gibi, temel ve alternatif hipotezlerin yapıya etkisinin karşılaştırılmasına dayanır. Bu yapı her iki durum için modellerin birleşmesini zorunlu kılar.

$$\Delta y_t = K_1 + K_2 t + \gamma y_{t-1} + K_3 DT_t^b + K_4 DU_t + \varepsilon_t \quad (28)$$

Bu halde denklem (28) sözkonusu birleştirilmiş modeli açıklamaktadır. Temel hipotez altında yapısal kırılma gerçekleşmiş ise, $\gamma = 0, K_1 = \beta_1, K_2 = 0, K_4 = 0$ ve $K_3 \neq 0$ katsayılarının elde edilmesi beklenir. Alternatif hipotez altında ise, $\gamma < 0, K_1 = (1 - \rho)\mu_1 + \rho\beta_1, K_2 = (1 - \rho)\beta_1, K_4 = \mu_2$ ve $K_3 = 0$ katsayıları elde edilmelidir. Amaçlanan en küçük kareler tahmincisi ile elde edilen γ katsayısının tahmincisinin test istatistiğinin kritik değerler ile karşılaştırılmasına dayanır.

Yapıda hem sabitte hem de trend değişkeninde değişim meydana geldiği kabul edilir. Model 1'de olduğu gibi inovasyonun sabit terime ve trende etkisi incelenerek başlanmalıdır. Model birim kök içermediğinde, denklem (17) $y_t = \mu_1 + \beta_1 t + z_t$ için,

$$(1 - \rho)z_t = \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \text{ halinde olduğu düşünülebilir.}$$

$$z_t = (1 - \rho)^{-1}(\mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t) + (1 - \rho)^{-1}\varepsilon_t \quad (29)$$

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (1 - \rho)^{-1}(\mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t) + (1 - \rho)^{-1}\varepsilon_t \quad (30)$$

$$(1 - \rho L)y_t = (1 - \rho L)\mu_1 + (1 - \rho L)\beta_1 t + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \quad (31)$$

$\beta_2 DT_t$ teriminin eklenmesi ile eğim değişikliği açıklanmaya çalışılmıştır. Bu halde düzenlenmiş yapı aşağıdaki şekliyle açıklanabilir.

$$y_t = (1 - \rho)\mu_1 + (1 - \rho)\beta_1 t + \rho\beta_1 + \rho y_{t-1} + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \quad (32)$$

Temel hipotez altında:

$$z_t (1 - L)^{-1} \text{ ile çarpılırsa,}$$

$$(1 - L)z_t = \mu_2 DT_t^b + \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (33)$$

$$z_t = (1 - L)^{-1} \mu_2 DT_t^b + (1 - L)^{-1} \beta_2 DU_t + (1 - L)^{-1} \varepsilon_t \text{ haline gelir.} \quad (34)$$

$$z_t = \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + (1 - L)^{-1} \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (35)$$

$t \leq T_b^c$ için, $z_t = \sum_{i=0}^t \varepsilon_i$ hata terimlerinin kümülatif toplamı halini almaktadır.

$t \geq T_b^c + 1$ için, $z_t = \mu_2 + \beta_2(t - T_b^c) + \sum_{i=0}^t \varepsilon_i$ ve bu durumda serinin fark denklemi oluşturulursa;

$$\Delta y_t = \beta_1 + \mu_2 DT_t^b + \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (36)$$

Yapının tahminlenmesi için elde edilen birleştirilmiş fark model yapısı model;

$$\Delta y_t = K_1 + K_2 t + \gamma y_{t-1} + K_3 DT_t^b + K_4 DU_t + K_5 DT_t + \varepsilon_t \text{ haline gelir.} \quad (37)$$

Temel hipotez altında yapısal kırılma gerçekleşmiş ise, $\gamma = 0$, $K_1 = \beta_1$, $K_2 = 0$, $K_4 = \mu_2$, $K_3 \neq 0$ ve $K_5 = \beta_2$ katsayılarının elde edilmesi beklenir.

Değişimin sadece trend değişkeninde meydana geldiği kabul edilir. Alternatif hipotez için;

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + z_t \quad (17)$$

$$(1 - \rho)z_t = \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \text{ halinde olduğu düşünülebilir.} \quad (38)$$

$$z_t = (1 - \rho)^{-1} \beta_2 DT_t + (1 - \rho)^{-1} \varepsilon_t \quad (39)$$

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (1 - \rho)^{-1} \beta_2 DT_t + (1 - \rho)^{-1} \varepsilon_t \quad (40)$$

$$(1 - \rho L)y_t = (1 - \rho L)\mu_1 + (1 - \rho L)\beta_1 t + \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \text{ için} \quad (41)$$

$$y_t = (1 - \rho)\mu_1 + (1 - \rho)\beta_1 t + \rho\beta_1 + \rho y_{t-1} + \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (42)$$

Temel hipotez altında;

$$(1 - L)z_t = \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \text{ için her iki tarafı } (1 - L)^{-1} \text{ ile çarpılırsa;} \quad (43)$$

$$z_t = (1 - L)^{-1}\beta_2 DU_t + (1 - L)^{-1}\varepsilon_t \text{ haline gelir.} \quad (44)$$

$$z_t = \beta_2 DT_t + (1 - L)^{-1}\varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (45)$$

$t \leq T_b^c$ için, $z_t = \sum_{i=0}^t \varepsilon_i$ hata terimlerinin kümülatif toplamı halini almaktadır.

$$t \geq T_b^c + 1 \text{ için, } z_t = \beta_2(t - T_b^c) + \sum_{i=0}^t \varepsilon_i$$

Serinin fark denklemi oluşturulursa;

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (46)$$

$$\Delta y_t = K_1 + K_2 t + \gamma y_{t-1} + K_4 DU_t + K_5 DT_t + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (47)$$

Birleştirilmiş denklem, fark denklemi (46) için oluşturulur. Temel hipotez altında yapısal kırılma gerçekleşmiş ise, $\gamma = 0$, $K_1 = \beta_1$, $K_2 = 0$, $K_4 = \beta_2$ ve $K_5 = 0$ katsayılarının elde edilmesi beklenir. Alternatif hipotez altında ise; $K_4 = 0$ ve $K_5 = \beta_2$ elde edilir.

Model 2 (Sabit terim ve trend değişimi içeren) ve Model 3 (trend değişimi) arasındaki temel fark DT_t^b teriminin bulunmasıdır ki; anlık değişime izin verdiği için standart test istatistiklerinin kullanılmasına etki yaratmaz. Birleştirilmiş denklem için temel hipotez için kırılmanın gerçekleşmediği durumu karşılaştırmak için DU_t terimini dışlamıştır. Bu haliyle sadece trend değişkeni farklılaşır ve birleştirilmiş denklem;

$$\Delta y_t = K_1 + K_2 t + \gamma y_{t-1} + K_5 DT_t + \varepsilon_t \text{ haline dönüşmektedir.} \quad (48)$$

Daha yüksek dereceden otoregresif modellerin Kademeli Sapmalı altında kırılmaların incelenmesinde ise temel varsayım yapısal kırılmanın, rassal gelişen şok tarafından bozunmadığı kabul edilir. Temel olarak yapısal kırılma ile hata terimi arasında etkileşim bulunmadığı kabul edilmektedir.

$\Omega(L) = \Lambda(L)$ için kabul edilirse; bu haliyle Model 1 yapısı;

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (1 - \rho L)^{-1}(\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \quad (49)$$

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \Lambda(L)(\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \text{ için düşünülürse;} \quad (50)$$

$$\Lambda(L)^{-1}(y_t - \mu_1 - \beta_1 t) = (\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \quad (51)$$

$$\Lambda(L)^{-1} = A(L) \text{ için;} \quad (52)$$

$$A(L)(y_t - \mu_1 - \beta_1 t) = (\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \text{ elde edilir.} \quad (53)$$

Bağımlı değişken yalnız bırakılırsa;

$$A(L)(y_t) = A(L)\mu_1 + A(L)\beta_1 t + (\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \quad (54)$$

$$A(L)(y_t) = [A(1)\mu_1 + \beta_1 \sum_{i=1}^{\infty} ia_i] + A(1)\beta_1 t + (\mu_2 DU_t + \varepsilon_t) \text{ elde edilir.} \quad (55)$$

Farkı alındığında;

$$\Delta y_t = [A(1)\mu_1 + \beta_1 \sum_{i=1}^{\infty} ia_i] + A(1)\beta_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\infty} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (56)$$

halini alır.

Burada $\gamma = \alpha - 1$ halini alan Dickey-Fuller yaklaşımının ilgili katsayısıdır. Görüleceği üzere denklem sonsuz toplamlar üzerine bina edilmiştir. Çözümüne ulaşılabilmesi için en uygun kısıtın uygulanması ve toplamın hangi derecede durmasının belirlenmesi gereklidir. Bu nedenle;

$$\Delta y_t = [A(1)\mu_1 + \beta_1 \sum_{i=1}^{\infty} ia_i] + A(1)\beta_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\infty} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (57)$$

halinden,

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t \quad (58)$$

Denklem (58)'de yer alan kısıtlı model oluşturulabilir. "k" burada seri açısından en uygun olarak seçilen gecikme derecesidir.

$\check{\mu}_1 = [A(1)\mu_1 + \beta_1 \sum_{i=1}^k ia_i]$ ve $\check{\beta}_1 = A(1)\beta_1$ için elde edilmektedir. Hata terimi $\check{\varepsilon}_t$ orijinal şoklardan, trend fonksiyonunun tahmin hatalarından ve sonsuz dereceden kısıtladığımız için kaynaklanan yaklaşım hatalarının doğrusal bir birleşimidir. Yaklaşım hataları sonsuz derecede olması gereken yapının kısıtlanması ve derecesinin indirgenmesi sonucu ortaya çıkmıştır.

Bir diğer sorun ise trend fonksiyonun düzeltilmesidir. Toplamsal Sapmalı Modelinde uzun ve kısa dönem trend fonksiyonu arasında bir farklılaşma yoktur. Farklılaşma olmaması trend fonksiyonunun daha net bir şekilde sistemde belirlenmesine yol açmaktadır. Ancak Kademeli Sapmalı modelde iki yapı arasında $\Omega(L) = \Lambda(L)$ koşulunda bile, şokun yapısal kırılma üzerindeki dinamik düzeltme etkisi farklılaşmaya sebep olmaktadır. Kırılmanın yarattığı şokların trend fonksiyonu üzerindeki düzeltmesi için uzun ve kısa dönem trend fonksiyonları karşılaştırılmalıdır. $y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \Lambda(L)\mu_2 DU_t$ için trend fonksiyonunda $A(L)^{-1} = \Lambda(L)$ için; $A(L)$ değişkeni $C(L)$ ile $y = \alpha - I$ yapısı tarafından elde edilebilmektedir.

Uzun dönem trend fonksiyonu ise; $\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \Lambda(L)\mu_2 DU_t$ için $A(L)^{-1} = \Lambda(L)$ için; $a_i = c_i - c_{i-1}$ ve $i = 2, 3, 4, \dots, k-1$ için $a_k = -c_{k-1}$ olarak elde edilebilmektedir. Bu durum $i = 2, 3, 4, \dots, k$ için a_i 'nin tanımlanabilir olması anlamına gelmektedir. Bununla beraber a_1 değişkeni de $y = (\alpha - 1) = [1 - A(1)] - 1$ için ki; $A(1) = -\gamma$ ve $\alpha = 1 + \gamma$ tarafından tanımlanabilmektedir. Ki burada $a_1 = \alpha - \sum_{i=2}^k a_i$ halindedir. Daha önce elde edilen $\check{\mu}_1 = [A(1)\mu_1 + \beta_1 \sum_{i=1}^k ia_i]$ ve $\check{\beta}_1 = A(1)\beta_1$ için değişkenler yerine konularak μ_1 elde edilecektir. Ek olarak kırılmanın şok etkisi olan μ_2 , değişkenler yenine konulduğunda $\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t$ tarafından elde edilebilecektir.

Kademeli Sapmalı modelde durağanlık altında trend fonksiyonunun 4 farklı spesifikasyonu vardır. Yalnızca sabit terim farklılaşıyor ve trend fonksiyonu sabit ise;

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \Lambda(L)\mu_2 DU_t \quad (59)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \Lambda(1)\mu_2 DU_t$ koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t \quad (60)$$

Yalnızca sabit terim farklılaşıyor ve veri üretme süreci trend fonksiyonu içermiyor ise (model 1a için):

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \Lambda(L)\mu_2 DU_t \quad (61)$$

$\mu_t = \mu_1 + \Lambda(1)\mu_2 DU_t$ için koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t \quad (62)$$

Sabit terim ve trend farklılaşıyor ise:

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \wedge(L) \mu_2 DU_t + \beta_2 \wedge(L) DT_t \quad (63)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \wedge(L) \mu_2 DU_t + \beta_2 \wedge(1) DT_t$ için (n) koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (64)$$

Yalnızca trend fonksiyonu farklılaşıyor ise:

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \beta_2 \wedge(L) DT_t \quad (65)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \beta_2 \wedge(1) DT_t$ (o) koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (66)$$

Model 1, 2 ve 3 için; $\check{\mu}_1 = [A(1)\mu_1 + \beta_1 \sum_{i=1}^k ia_i]$ ve $\check{\beta}_1 = A(1)\beta_1$ olarak kabul edilir.

Model 1a için $\check{\mu}_1 = A(1)\mu_1$ olarak kabul edilir. Toplamsal Sapmalı ve Kademeli Sapmalı modellerinin birleşimi olarak kabul edilen ve kırılma etkisinin yarattığı şokların genel şoklardan ayırt edilebildiği model yapısı ise Dağıtılmış Sapmalı model olarak adlandırılmıştır.

DF metodolojisi altında yapısal kırılma olmaksızın, modelde yer alması beklenen değişken sabit terimdir. Temel ve alternatif hipotez altında ise trend fonksiyonu ve bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri bulunmaktadır. Modelde kırılmaya yer vermek için DT_t^b kukla değişken ilavesi yapılmıştır. Alternatif hipotez için de DU_t kukla değişken ilavesi yapılmaktadır. Fakat kurulan regresyon için $C(L)$ fonksiyonunun derecesi tam olarak model kurulumu aşamasında bilinmemektedir. Bu yüzden hata terimine, yaklaşım hatasını $\check{\varepsilon}_t$ terimini kullanılmaktadır. Bu halde Sabit terim değişiyor ise; hipotez testi için sınanacak model yapıları aşağıdaki şekillerde belirlenmiştir.

$$\text{Temel Hipotez altında kırılma içermesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \mu_2 DT_t^b + \varepsilon_t \quad (67)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_3 DT_t^b + K_4 DU_t + \check{\varepsilon}_t \quad (68)$$

$$\text{Temel Hipotez altında kırılma içermemesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \varepsilon_t \quad (69)$$

$$\text{Çözüm Yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_4 DU_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (70)$$

$$\text{Alternatif Hipotez: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + C(L)\Delta y_t + \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \varepsilon_t \quad (71)$$

Burada katsayıların durumu veri üretme mekanizmasının durağanlık altında veya durağan olmayan şekilde üretilmesine bağlıdır. Eğer temel hipotez doğru ise $K_1 = A * \beta_1$ olacak fakat, alternatifi doğru ise $K_1 = \check{\mu}_1$ halini alacaktır. Buna ilave olarak temel hipotez için $K_3 = \mu_2$ olacaktır. Eğer alternatif yapı altında değerlendirilirse; $K_2 = \check{\beta}_1$ ve $K_4 = \mu_2$ olacaktır. Bu haliyle γ katsayısı pseudo-t istatistiği $\tilde{\tau}_\gamma^1(IO)$ ile değerlendirilecektir.

Sabit terim ve trend farklılaşıyor ise; modelde, temel hipotez altında regresyon DT_t^b ve DU_t kukla değişkenlerini içermektedir. Alternatif hipotez altında DT_t yer almalıdır. DU_t temel veya alternatif hipotezin geçerli olduğunu anlamaya yönelik bir düzeltme işlemi görmektedir. Temel hipotez altında kırılma var iken $K_4 = \beta_2$ iken, alternatif için $K_4 = \mu_2$ halini alır. Alternatif denklem için birim kök pseudo-t $\tilde{\tau}_\gamma^2(IO)$ testi ile değerlendirilir.

$$\text{Temel Hipotez altında kırılma içermesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \mu_2 DT_t^b + \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (72)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_3 DT_t^b + K_4 DU_t + K_5 DT_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (73)$$

$$\text{Temel Hipotez altında kırılma içermemesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \varepsilon_t \quad (74)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_4 DU_t + K_5 DT_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (75)$$

$$\text{Alternatif Hipotez: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + C(L)\Delta y_t + \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \quad (76)$$

Yalnızca trend fonksiyonu değişim gösteriyor ise, DT_b kukla değişkeninin ihmal edildiği gözlemlenmektedir. Çünkü değişken tek zamanlı kukla değişken olup, Model 2 için kullanılan asimptotik dağılımı etkilemektedir. Bu nedenle yalnızca eğim değişimi içeren modeller ve hem eğim hem de düzey değişimi içeren modeller arasında ayırım

yapılamaz. Bununla beraber temel hipotez altında kırılma gerçekleşmiyor ise; DU_t kukla değişkeni dışlanmaktadır. Pseudo-t istatistiği $\tilde{\tau}_\gamma^3(IO)$ için değerlendirilmektedir.

$$\text{Temel Hipotez altında kırılma içermesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \beta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (77)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_3 DU_t + K_4 DT_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (78)$$

$$\text{Temel Hipotez altında kırılma içermemesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \varepsilon_t \quad (79)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_4 DT_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (80)$$

$$\text{Alternatif Hipotez: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + C(L)\Delta y_t + \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \quad (81)$$

1.2.4. Distributed Outlier (Dağıtılmış Sapmalı) Modeli

Sadece sabit terim değişiyor ve şok etkisinin zamana yayılıyor ise karakteristik özellikleri bakımından $\Omega(L) \neq \Lambda(L)$ için genel şoklardan ayırt edilebiliyor ise, Dağıtılmış Sapmalı olarak adlandırılır.

$$y_t = y_t^{tr} + z_t \quad (82)$$

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \Omega(L)\mu_2 DU_t, \Omega(L) = A(L)^{-1}B(L) \text{ için} \quad (83)$$

$$A(L)z_t = \varepsilon_t, A(L) = \theta(L)^{-1}\varphi(L) \text{ için;} \quad (84)$$

$$z_t = A(L)^{-1}\varepsilon_t \quad (85)$$

$$\Omega(L)\mu_2 DU_t + z_t = A(L)^{-1}B(L)\mu_2 DU_t + A(L)^{-1}\varepsilon_t \quad (86)$$

$B(L) = 1 + b(L)$ polinomu Toplamsal Sapmalı ve Kademeli Sapmalı modellerini birbirlerinden ayırt etmek için kullanılabilir.

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \Omega(L)\mu_2 DU_t + \Lambda(L)\varepsilon_t \quad (87)$$

$$A(L)(y_t - \mu_1 - \beta_1 t) = B(L)\mu_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (88)$$

$B(L) = A(L)$ ve $\Omega(L) = 1$ koşulları sağlandığında Toplamsal Sapmalı model sonuçlarına ulaşılır. Benzer şekilde $\Omega(L) = A(L)^{-1}$ ve $B(L) = 1$ Kademeli Sapmalı modeli sonuçlarına ulaşılır. Bu haliyle Dağıtılmış Sapmalı modeli diğer iki model kalıbı olan Toplamsal Sapmalı ve Kademeli Sapmalı modellerini içine yuvalamış ve kapsamaktadır. Kademeli Sapmalı modeline göre Dağıtılmış Sapmalı model sonuçları için $B(L) = A(L)\Omega(L) = 1 + b(L)$ halini alır.

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \beta_2 \mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t \quad (89)$$

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + b(L)\mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t \quad (90)$$

Bu haliyle çözüme DU_t kukla değişkeninin gecikmeli değerleri de eklenmiştir. $b(L)$ polinomunun kullanımı yeniden tanıtıldığı üzere $\Omega(L) = \Lambda(L)$ koşulunda kullanımı gereksiz hale gelmektedir. Model, trend fonksiyonu dahil edilmediği için özel bir durumu oluşturmaktadır. Kalıp olarak Kademeli Sapmalı varsayımının uygunluğu, yapısal şoklar ile normal dağılıma sahip rassal şokların tepkilerinin aynı olmasıdır.

Bu durumun test edilmesi, Kademeli Sapmalı model sonuçlarına göre $b(L)$ fonksiyonundaki gecikmeli katsayıların müşterek bir şekilde sıfır kabul edilmesiyle sağlanmaktadır. Durumun tespit edilebilmesi için LM test istatistiği kullanılarak, yanlış teşhis edilmesi saptanabilmektedir. Bu testler Kademeli Sapmalı modeli regresyonunda, kukla değişken olan DU_t 'nin gecikmeli değerlerine göre incelenmektedir. Aynı sonuca ulaşmak adına olarak $WALD$ testleri veya bilgi kriterlerinin kullanımı ile de teşhisin uygunluğu sağlanabilmektedir.

Sabit terim ve trendde değişim gözlemleniyor ise;

$$y_t = y_t^{tr} + z_t \quad (82)$$

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \Omega(L)\mu_2 DU_t + \Omega(L)\beta_2 DT_t \quad (91)$$

$$z_t = A(L)^{-1}\varepsilon_t \quad (85)$$

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \Omega(L)\mu_2 DU_t + \Omega(L)\beta_2 DT_t + \Lambda(L)\varepsilon_t \quad (92)$$

$$A(L)y_t = A(L)(\mu_1 + \beta_1 t) + B(L)\mu_2 DU_t + B(L)\beta_2 DT_t + \varepsilon_t \quad (93)$$

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + B(L)\mu_2 DU_t + B(L)\beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (94)$$

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + \mu_2 DU_t + b(L)\mu_2 DU_t + b(L)\beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (95)$$

Kukla değişenler olan DU_t ve DT_t gecikme sayısı durağanlık alternatifi altında değerlendirilir. Ancak kukla terimlerin arasındaki gecikme yukarıda verildiği gibi incelenemez. Örneğin; $DT_t = DU_t + DT_{t-1}$ ve $DT_{t-1} = DU_{t-1} + DT_{t-2}$ için $DT_t = DU_t + DU_{t-1} + DT_{t-2}$ halindedir. Kukla değişkenlerin gecikmeleri birbirleri ile ilişkilidir. Bu yüzden $b(L)DU_t$ ve $b(L)DT_t$ kukla değişkenlerinin minimal düzeyde gösterilmesine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu haliyle değişkenler arası gereğinden fazla ilişki önlenerek ihtiyaç duyulan kadar gecikme kullanılır. Örneğin; $A(L)$ ve $B(L)$ ikinci dereceden birer polinom olsaydı;

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + c_1 \Delta y_{t-j} + \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \mu_2 DU_t - b_1 \mu_2 DU_{t-1} - b_2 \mu_2 DU_{t-2} + \beta_2 DT_t - b_1 \beta_2 DU_t - b_2 \beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \text{ halini alacaktır ve zaman serisi farkı} \quad (96)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + c_1 \Delta y_{t-j} + \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + (\mu_2 + \beta_2) DU_t + [(1 - b_1)\beta_2 - (b_1 \mu_2)] DU_{t-1} - b_2 \mu_2 DU_{t-2} + (1 - b_2 - b_1)\beta_2 DT_{t-2} + \varepsilon_t \text{ şeklinde tanımlanabilir.} \quad (97)$$

Bu sonuç ile Toplamsal Sapmalı ve Kademeli Sapmalı modellerinde yapısal kırılma kuklalarının polinom derecelerinin, yüzey ve trend kırılmaları ile aynı sayıda seçilmeleri gerektiğini göstermektedir. Denklemden altı yerine dört adet değişken kullanılarak μ_2 , β_2 , b_1 ve b_2 katsayıları belirlenmeye çalışılarak aynı yapı betimlenmiştir.

Sadece trend fonksiyonunda bir değişim gözlemleniyor ise; Dağıtılmış Sapmalı modelleri için model 3 yapısında DU_t kukla değişkeni ihmal edilmiştir.

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \beta_2 DT_t + b(L)\beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (98)$$

DU_t kukla değişkeni modelden dışlandı için kukla değişkenler arası çakışma önlenecektir. Ancak buna rağmen, DT_t kukla değişkenini taşıyan polinom yüksek dereceden ise gecikmeli değerlerinden dolayı ihmal edilen DU_t değişkeni sistemde gözlemlenebilir. Dağıtılmış Sapmalı model özellikleri ve durağanlık alternatifleri sırayla verilmiştir.

Sadece sabit terimde deęişim gözlemleniyor ise;

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \Omega(L)\mu_2 DU_t \quad (99)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 \Omega(1) DU_t$ koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + b(L)\beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (100)$$

Alternatif hipotez altında DU_t kukla teriminin gecikmeli deęerleri bulunurken, temel hipotez altında DT_t^b kukla teriminin gecikmeli deęerlerine yer verilmektedir. Ancak kukla terimlerinin gecikmeli deęerlerinin eklenmesi sonucu tahminlenmesi gerçekleşen yapı için; $h(L)$ fonksiyonu için H en yüksek gecikme gecikme deęeri olmak üzere DT_{t-H}^b teriminin ilavesi gereklidir.

$$\text{Temel hipotez altında kırılma içermesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \mu_2 DT_t^b + \mu_2 h(L)DT_t^b + \varepsilon_t \quad (101)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_3 DT_t^b + K_4 DU_t + f(L)DT_t^b + \check{\varepsilon}_t \quad (102)$$

$$\text{Temel hipotez altında kırılma içermemesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \varepsilon_t \quad (103)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_3 DU_t + g(L)DU_t + \check{\varepsilon}_t \quad (104)$$

$$\text{Alternatif hipotez: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + C(L)\Delta y_t + \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \mu_2 DU_t + g(L)\mu_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (105)$$

Sadece sabit terimde deęişim gözlemleniyor ve veri üretme sürecinde trend fonksiyonu barındırmıyor ise;

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \Omega(L)\mu_2 DU_t \quad (106)$$

$\mu_t = \mu_1 + \mu_2 \Omega(1) DU_t$ (r) koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + b(L)\beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (107)$$

Sabit terim ve trendde deęişim gözleniyor ise;

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 \Omega(L) DU_t + \beta_2 \Omega(L) DT_t \quad (91)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \mu_2 \Omega(1) DU_t + \beta_2 \Omega(1) DT_t$ (s) koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + b(L) \mu_2 DU_t + b(L) \beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (108)$$

Alternatif hipotez altındaki kukla deęişkenler DU_t ve DT_t ile birlikte gecikme terimlerinin bulunması beklenmektedir. Temel hipotez için ise DU_t ve DT_t^b kukla terimleri ile gecikmeli deęerleri bulunmaktadır. Tahminlenmesi gerçekleşen yapı içinde kukla deęişkenlerin gecikmeli deęerlerinin beraber bulunması n adet gecikme için $n + 2$ adet deęişkenin varolmasına sebep olacaktır. Bu haliyle tahminlenmesi gerçekleşen kırılma içermeyen temel hipotezin etkinlięi minimal sayıda kukla deęişken gecikmesi seçilerek etkinlięi alternatif hipotez yapısına göre arttırılabilir.

$$\text{Temel hipotez altında kırılma içermesi: } \Delta y_t = a^*(L) \Delta y_t + A^*(1) \beta_1 + \mu_2 DT_t^b + \mu_2 h(L) DT_t^b + \beta_2 DU_t + \beta_2 h(L) DU_t + \varepsilon_t \quad (109)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_3 DT_t^b + K_4 DU_t + K_5 DT_t + f(L) DT_t^b + \tilde{\varepsilon}_t \quad (110)$$

$$\text{Temel hipotez altında kırılma içermemesi: } \Delta y_t = a^*(L) \Delta y_t + A^*(1) \beta_1 + \varepsilon_t \quad (111)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_4 DU_t + K_5 DT_t + k(L) DU_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (112)$$

$$\text{Alternatif hipotez: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + C(L) \Delta y_t + \check{\beta}_1 t + \mu_2 DU_t + g(L) \mu_2 DU_t + \beta_2 DT_t + g(L) \beta_2 DT_t + \varepsilon_t \quad (113)$$

Sadece trend fonksiyonunda deęişim gözlemleniyor ise;

$$y_t^{tr} = \mu_1 + \beta_1 t + \beta_2 \Omega(L) DT_t \quad (114)$$

$\mu_t = \mu_1 + \beta_1 t + \beta_2 \Omega(1) DT_t$ koşulu altında;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + \beta_2 DT_t + b(L)\beta_2 DT_t + \check{\varepsilon}_t \quad (115)$$

Tahminlenmesi gerçekleşen regresyonda temel ve alternatif hipotezlerde bulunan değişkenler haricinde gereksiz tüm değişkenlerin dışlanması gerekmektedir. DT_t ve DU_t kukla terimlerinin gecikmeli değerleri için H en yüksek gecikme gecikme değeri olmak üzere DU_{t-H} terimi ilavesi gereklidir. Temel hipotez altında kırılma olmadığında DU_t terimi sistemde yer almamaktadır.

$$\text{Temel hipotez altında kırılma içermesi: } \Delta y_t = a^*(L)\Delta y_t + A^*(1)\beta_1 + \beta_2 DU_t + \beta_2 h(L)DU_t + \varepsilon_t \quad (116)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_4 DU_t + K_5 DT_t + k(L)DU_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (117)$$

$$\text{Temel hipotez altında kırılma içermemesi: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_5 DT_t + k(L)DU_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (118)$$

$$\text{Çözüm yapısı: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + K_1 + K_2 t + K_5 DT_t + k(L)DU_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (119)$$

$$\text{Alternatif hipotez: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + C(L)\Delta y_t + \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \beta_2 DT_t + g(L)\beta_2 DT_t + \varepsilon_t \quad (120)$$

1.2.5. Kırılma Yapısına Uygun Sapmalı Model Seçimi:

Yapısal kırılmanın ekzojen olduğu kabulü altında gerçekleştirilen birim kök testlerine bağlı kritik değerler kırılmanın tam olarak gerçekleştiği tarihin bilinmesine dayanmaktadır. Genel haliyle kırılma tarihinin bilinmemesi yaklaşım sonuçlarının büyük miktarda belirsiz hale getirecektir. Bu durum birim kökler için oluşturulan temel hipotezin reddi için test değerinin daha küçük değerler ile belirlenmesini zorlayacaktır.

Dickey-Fuller metodolojisine göre bağımlı değişkenin birinci gecikmeli değerinin γ katsayısı değerinin τ (tau) test değerinin karşılaştırılmasıyla durağanlık hakkında karar verilebilmektedir.

Toplamsal Sapmalı ve Kademeli Sapmalı farkına karar vermek adına DU_t kukla değişkeni altında Kademeli Sapmalı formunda yapı tekrar düzenlenirse;

$$A(L)(y_t - \mu_1 - \beta_1 t) = A(L)\mu_2 DU_t + \varepsilon_t \text{ için,} \quad (121)$$

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + A(L)\mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t \text{ elde edilir.} \quad (122)$$

Model 1'in Dağıtılmış Sapmalı altında düzenlenmesi ise;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} c_j \Delta y_{t-j} + B(L)\mu_2 DU_t + \check{\varepsilon}_t \text{ gerçekleşir.} \quad (123)$$

Bu haliyle $A(L) = B(L)$ eşit ve $\Omega(L) = 1$ için Toplamsal Sapmalı model sonuçlarına ulaşılır. DU_t kukla değişkeni, trend fonksiyonu, y_t^{tr} ve trendden sapmanın belirlenmesi için önemli birer kısıt olarak sisteme eklenmelidir. Diğer haliyle $B(L) = 1$ ve $\Omega(L) = A(L)$ haline gelir ise Kademeli Sapmalı model sonuçlarına ulaşılabacaktır.

Sistem kısıtları F ve LR test istatistikleri ile kontrol edilebilir. Ancak Toplamsal Sapmalı modeli, Dağıtılmış Sapmalı modelinin bir formu halindedir. $A(L)$ polinomu otoregresif yapıyı ve gecikmeleri açıkladığı için sınırsız tanımlama ve yaklaşım uygulanabilir. Bu nedenle $B(L)$ otoregresif yapı ile aynı dereceye sahip şekilde seçilmeye çalışılır. Eğer iki polinomun derecesi birbirinden farklı ise Toplamsal Sapmalı indirgenmesi sakıncalıdır. Bu gösterim otoregresif yapı ile tanımlanırsa;

$$\Delta y_t = \check{\mu}_1 + \check{\beta}_{1t} + \sum_{j=1}^k a_j y_{t-j} + \mu_2 DU_t - \mu_2 \sum_{j=1}^k b_j DU_{t-j} + \check{\varepsilon}_t \text{ halini alır.} \quad (124)$$

Toplamsal Sapmalı kısıtları; j 'inci dereceden gecikmeli DU_{t-j} kukla teriminin negatif olması, j 'inci dereceden gecikmeli y_{t-j} ve DU_t 'nin katsayıları üzerinedir. Verilen F testinde $T^+ = T - t$ ve $k^+ = 2k + 3$ için kullanılır. $\widehat{\varepsilon}_t(AO)' \widehat{\varepsilon}_t(AO)$ ve $\widehat{\varepsilon}_t(DO)' \widehat{\varepsilon}_t(DO)$ terimleri sırasıyla Toplamsal Sapmalı ve Dağıtılmış Sapmalı modellerinin hata terimlerinin kareler toplamını ifade etmektedir.

$$F_{AO-DO} = \frac{[\widehat{\varepsilon}_t(AO)' \widehat{\varepsilon}_t(AO) - \widehat{\varepsilon}_t(DO)' \widehat{\varepsilon}_t(DO)] (T^+ - k^+)}{[\widehat{\varepsilon}_t(DO)' \widehat{\varepsilon}_t(DO)] k}$$

Kademeli Sapmalı modeli de Dağıtılmış Sapmalı modelinin bir uzantısıdır. $b_j = 0$ ve $j = 1, 2, 3, \dots, k$ için yapısal kırılma hipotezi altında $\mu_2 \neq 0$ için birleşik F testi altında incelenebilir. Burada kısıtlar DU_{t-j} kukla teriminin gecikmeli değerleri $j = 1, 2, 3, \dots, k$ için sıfır olmasıdır. $\widehat{\varepsilon}_t(IO)' \widehat{\varepsilon}_t(IO)$ terimi Kademeli Sapmalı modelinin hata terimlerinin kareler toplamını ifade etmektedir. Model 1a'nın sınanması gerçekleştirilecekse, trend fonksiyonu kısıtlanmalıdır.

$$F_{IO-DO} = \frac{[\widehat{\varepsilon}_t(IO)' \widehat{\varepsilon}_t(IO) - \widehat{\varepsilon}_t(DO)' \widehat{\varepsilon}_t(DO)] (T^+ - k^+)}{[\widehat{\varepsilon}_t(DO)' \widehat{\varepsilon}_t(DO)] k}$$

Vogelsang ve Perron (1998)²⁹ elde ettikleri simülasyon sonuçlarına göre Toplamsal Sapmalı modeli için elde edilen değerlerin, Kademeli Sapmalı modeli altında üretilen veriler için boyut ve güç problemi içermediğini göstermişlerdir. Benzer şekilde Toplamsal Sapmalı modeli altında simüle edilen verilerin, Kademeli Sapmalı modeli için kullanışlı olduğu ve yüksek derecede açıklanabilir olduğu görülmüştür.

Yalnız Kademeli Sapmalı modeli için sorun teşkil eden bir durum gözlemlenmektedir. Temel hipotezin altında yapısal kırılmanın varlığı kabul edildiğinde, Toplamsal Sapmalı modeli ile elde edilmesi gereken eğim kaymalarının oldukça büyük tespit edildiği gözlemlenmiştir.

Dağıtılmış Sapmalı modelinin, Kademeli Sapmalı veya Toplamsal Sapmalı modellerine indirgenmesinde uygulanan kısıt sayısı aynıdır. Bu nedenle Kademeli Sapmalı ve Toplamsal Sapmalı modelleri arasında seçim yaparken standart bilgi kriteri yaklaşımı ile *Log – likelihood* değerini maksimize etmeye dayanır. Ancak karışıklık cezası uygulanan *AIC* ve *BIS* gibi bilgi kriterleri, Dağıtılmış Sapmalı ile Toplamsal Sapmalı ve Dağıtılmış Sapmalı ile Kademeli Sapmalı arasında uygulanabilmektedir. Sonuçlar *BIC*'in *AIC*'e göre daha başarılı olduğunu göstermektedir. Bu kısımda

²⁹ Vogelsang Timothy J., Pierre Perron, 1998, op.cit., s.1087-1091.

doğrusallık varsayımı altında yapısal kırılmayı dikkate alan ilk birim kök testinden hareketle inceleme yapılmaya çalışılmıştır.

Bundan sonraki kısımda benzer varsayımı izleyen birim kök testleri incelenmeye çalışılmış ve odak noktası olarak Perron (1989) testinden farkları ortaya konmaya çalışılacaktır.

1.3. YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN DİĞER BİRİM KÖK TESTLERİ

1.3.1. Perron (1990) Birim Kök Testi

Serilerin zamana karşı hareketleri görsel olarak izlendiğinde; yapısal değişimin çok büyük olduğu ve ekzojen olarak kabul edilebildiğini³⁰ ifade etmektedir. Hatta gözlemlenen bu değişim dışadüşen gözlem (outlier event) olarak ifade edilebilmektedir. Box ve Tiao (1975)³¹ müdahale analizi adını verdikleri bir metodoloji için hata terimlerinde gözlemlenen ve bir anda gerçekleşen dışa düşen veriyi deterministik terimler içinde tanımlamaya çalışmışlardır. İktisadi açıdan müdahale analizi açıklanmaya çalışılırsa, örneğin para piyasasında meydana gelen bir değişim için merkez bankalarının tepkisi buna örnek olarak verilebilir ve sözkonusu müdahale serinin düzeyinde bir değişime sebep olacaktır. Bu halde Perron (1989,1990) çalışmalarında benzer bir yaklaşım izlemektedir.

Bunun yanında seri eğer yapısal kırılma içeriyor ise, durağanlığının yapısal kırılma altında değerlendirilmesine işaret etmektedir. Örneğin yapısal kırılma ekzojen nitelikte ve saptanabiliyor ise, serinin kırılma öncesi ve sonrası olarak alt örneklem kümeleri açısından incelenmesinin hatalı olduğunu vurgulamaktadır. Bölünmüş örneklem kümesi boyut olarak düşük olacak ve kullanıldığında durağanlığın sınanma durumu yanlı olacaktır. Sınama durağanlığın kabulü yönelimini taşıyacaktır.

³⁰ Perron Pierre, 1990, op.cit., s.153-162.

³¹ Box George EP, George C. Tiao, "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of the American Statistical association*, 70.349, 1975, s.70-79.

Çalışmanın üzerinde durduğu iki temel sorun mevcuttur. Birincisi durağan bir serideki yapısal değişimin; deterministik terimlerin katsayılarını etkilemesi ile birim kök sınamalarının güçlerinin etkileşimde bulunması incelenmelidir. İkincisi deterministik terimlerindeki değişimi dikkate alarak birim kök testinin uygulanması ile testlerin gücündeki değişim incelenmelidir.

Çalışmada değişen düzey altında birim kök sınaması geliştirilmiştir. Öncelikle deterministik sabit terim yapısı seriden uzaklaştırılmış ve kalan artıkların durağanlığı sınanmıştır. Testin kritik değerlerinin oluşturulması kırılmanın zaman aralığında gözlemlendiği noktaya göre belirlenmiştir. Söz konusu noktaya kırılma bölümü λ (break fraction) adı verilmektedir. Metodolojide, serinin durağanlığına karar vermek adına kırılmanın gerçekleştiği zaman aralığının bilinmesi gerekmektedir. Testin en dezavantajlı yönlerinden biri Perron (1989) gibi kırılmanın yerinin tam ve net olarak bilinmesine dayanmaktadır.

1.3.2. Christiano (1992) Birim Kök Testi

Christiano (1992)³², zaman serilerinde meydana gelen trend değişiklikleri özellikle trend durağan süreçlerde mutlaka dikkate alınmalıdır. Bununla birlikte trend yapısındaki değişikliğin ani olarak gerçekleştiğini ve bir sonraki dönemde sayısal olarak yeni bir değer haline büründüğünü belirtmiştir. Christiano (1992) bu tip değişiklerin, yaşanan önemli ekonomik olaylara bağlı olarak a priori (önsel) olarak belirlendiğini belirtmektedir. Bunlara örnek olarak; Amerikan ekonomisinde yaşanan 1964 vergi indirimi, 1969-1970 petrol krizi, 1980'lerde gözlemlenen finansal yapılanmanın düzenlenmesi gibi ekonomik olarak şiddeti büyük olayları vermiştir.

Christiano (1992), kırılmaların varlığını açıklamak için bir test mekanizması geliştirmiştir. Perron (1989)'dan farklı olarak kırılmanın gerçekleştiğini dönemin önsel bilgi olarak seçilmesini zorunlu kılmaktadır. Kırılmanın endojen olduğu kabul edilse de seçilen zaman aralığında yapıya uygun test istatistiği belirlenmesi gerektiğini belirlemiştir. Bu test istatistiğinin seçilen zaman serisi ve seçilen zaman aralığına bağlı

³² Christiano Lawrence J., 1992, op.cit., s.237-250.

değişecektir. Bu noktada da Perron (1989)'dan ayrılmaktadır. Kırılmanın test edilmesi için kullanılan standart kritik değerlerin genellikle kırılmanın olmadığını varsayan temel hipotezi reddetme eğilimi olduğunu ifade etmiştir. Burada özellikle ekzojen kırılma testlerinin aşırı güçlü olduğunu belirtmektedir.

Çalışmada, kırılmanın varlığını içeren zaman diliminin bulunması gereklidir. Burada önyükleme yapılarak küçük örneklem aralıkları için kritik değerlerini elde etmiştir. Elde edilen kritik F -testi değerlerini, %5 hata payıyla standart F dağılımı değeriyle karşılaştırmıştır. Trend yapısının değiştiğini baz alan alternatif hipotezi sınarken %5 hata payıyla belirlenen F dağılımı kritik değerlerinin olduğundan küçük çıktığını, hatta kırılmanın incelenen seri üzerindeki yerinin değişmesiyle hata payının arttığını gözlemlemiştir. O halde seriye özgün kritik değerler belirlenmelidir. Verinin önsınamasını sağlayan yerel maksimum F istatistiklerinin elde edilmesi ile sağlanmıştır.

Çalışmada kullanılan trend durağan ve fark durağan modeller:

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^k \gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (125)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_t \text{ olarak belirlenmiştir.} \quad (126)$$

Kırıkların belirlenmesi için F testinin sınanması için oluşturulan regresyon modeli ise;

$$y_t = \mu_1 + \theta d_t^i + \beta_1 t + \phi d_t^i + \sum_{i=1}^k \gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ şeklindedir.} \quad (127)$$

Oluşturulan regresyon modelinde, kukla değişken d_t^i kırılmanın bulunma durumuna göre 1 ve 0 değerlerini almaktadır. Kurulan regresyon modeli sabit terim ve trended kırılmaya izin vermektedir. O halde temel hipotez $H_0: \theta = \phi = 0$ kukla değişken katsayılarının sıfır olma durumunu sınamaktadır. Bu koşul altında tüm zaman boyutu için önyüklemeli olarak F istatistiği değerleri hesaplanmıştır. Yerel maksimum özelliği taşıyan F istatistiği değerleri olası kırılmaların yerini göstermektedir. Bu noktadaki değerleri; trend durağan ve fark durağan yapılarında simülasyon yapılarından elde ettiği kritik F istatistiği değerleri ile karşılaştırarak, seçtiği olası kırılmaların anlamlılığını ölçmektedir.

Bu haliyle F istatistiğinin maksimizasyonuna dayalı bir teknik geliştirerek, kırılmaların endojen olarak bulunması gerektiğini ispatlamıştır. Ayrıca kırılmaların

anlamlılığını, seriye özgü (olası kırılmaların yerine bağlı olarak) kritik değerlerce sınanması gerektiğini önermiştir. Geliştirdiği test mekanizması F_{max} olarak adlandırılmıştır.

$$F_{max} = \frac{(\sum \varepsilon_R^2 - \sum \varepsilon_{untr}^2)/q}{\sum \varepsilon_{untr}^2 / sd_{untr}}$$

olarak belirlenmiştir. Hesaplanan test istatistikleri için minimum anlamlılık düzeyini veren noktaların incelenmesini belirtmektedir. Çalışmasının en ilginç tarafı, büyük iktisadi vakaların görüldüğü zaman diliminde yapısal kırılma bulunmadığını belirlemiştir.

1.3.3. Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992) Birim Kök Testi

Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992)³³ çalışmasında trend yapısına sahip zaman serilerinde, trend düzeyinin değişimin durumunu endojen olarak ele almışlardır. Perron (1989) tarafından elde edilen bazı noktalara dikkate almışlardır. Karşılaştırma açısından önemle üzerinde durulacak olan iki tanesidir.

Bunlardan birincisi, trend yapısında kırılma gözlemlenen serilerin, geleneksel birim kök test sonuçları açısından durağanlıklarının gölgelenerek, temel sıfır hipotezinin reddine yol açmasıdır. Bu durum yapısal kırılmanın varlığının birim kök yapısını gölgelemesidir. İkincisi zaman serislerinde neden çoklu kırılma yapısı yerine tekli kırılma yapısının kullanıldığıdır. Bu tanımlama veri analizi bakımından uygundur. İktisadi olarak anlam taşımasa da, yeteri kadar büyük seçilen bir zaman diliminde gerçekleşen bir kırılmadan sonra seri ortalamaya dönme eğilimi gösterecektir.

Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992), geliştirdikleri yapısal kırılma altında incelenen birim kök testinde, üç model dahilinde hipotez geliştirmiş ve bu istatistiklerin asimptotik dağılımını açıklamışlardır. Geliştirdikleri test istatistikleri; tekrarlı (recursive), yuvarlanan (rolling) ve ardışık (sequential) istatistikler olarak tanımlanmıştır. Bu haliyle geliştirilen test istatistiği; Christiano (1992) tarafından ortaya konan test istatistiğinin farklı boyutlar altında geliştirilmesi sağlanmıştır.

³³ Banerjee Anindya, Robin L. Lumsdaine, James H. Stock, "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.3, 1992, s.271-287.

Tekrarlı ve yuvarlanan istatistikler

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ modeli için elde edilmektedir.} \quad (128)$$

$t = 1, 2, \dots, k$ ve $k = k_0, \dots, T$ şeklindeki alt örnekler çekilerek tek tek tahmin edilmektedir. Model yapısı altında kurulacak temel hipotez ise $H_0: \alpha = 1, \mu_1 = 0$ şeklinde kurulmaktadır.

Tekrarlı ve yuvarlanan olarak kurulan model yapısı için değişen zaman aralıklarında elde edilen Dickey-Fuller (1979) test istatistiği (τ) üzerinden kıyaslama yapılmaktadır. Zaman dilimleri için elde edilen minimum ve maksimum test istatistiklerinin değerleri farkı alınarak karar verilmektedir. Kurulan test istatistiği geleneksel Dickey-Fuller testinin farklı zaman aralıkları için değişiminden dolayı oluşmuştur.

Diğerlerinden farklı olarak ardışık olarak kurulan model yapısı,

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \varphi_{1t}(p) + \mu_2 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \omega' x_{t-1}(p) + \varepsilon_t \quad (129)$$

$x_{t-1}(p)$ açıklayıcı değişkenlerin ortalamaya dönen yapılarını ve $\varphi_{1t}(p)$ değişkeni seçilen dönem için sıçrama durumunun modellenmesini temsil etmektedir.

Ardışık olarak kurulan model için Quandt LR istatistiği $Q_{LR}(k)$, $H_0: \mu_1 = 0$ temel hipotezini test eden ardışık elde edilen maksimum F_T^{max} istatistiği, ardışık elde edilen minimum DF istatistiği ve $\varphi_{1t}(p)$ t-istatistiği değerleri elde edilerek oluşturulmuştur.

Çalışmada, yuvarlanan, tekrarlı ve ardışık yapıda elde edilen model yapıları için söz konusu test kriterlerinin asimptotik kritik değerleri tablolaştırılmış ve test istatistikleri olarak belirlemiştir. Tekrarlı ve yuvarlanan t_{DF}^{min} istatistikleri için elde edilen kritik değerler, Dickey-Fuller kritik değerlerinden düşük olarak bulunmuştur. Benzer şekilde elde edilen F_T^{max} kritik değerleri, Christiano (1992) elde ettiği değerlerden daha büyüktür. Bu testin kırılma altında ardıllarına göre daha güçlü olduğunu belirtmektedir.

1.3.4. Zivot ve Andrews (1992) Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992)³⁴, zaman serileri yapısında gözlemlenen bir değişikliğin hemen dışsal kırılma olarak adlandırılması veya sözkonusu değişiklik dönemlerinin dışsal kırılma dönemleri olarak adlandırılmasını yetersiz bulmuşlardır. Bunun yerine Perron (1989)'ın tam tersi yönde, eğer yapıda herhangi bir kırılma yer alıyorsa, içsel bir çekilde belirlenmesini önermişlerdir.

Bu halde kırılmanın saptanması tasarlanıyor ise, sınanması gereken yapının sıfır hipotezinde sabit terim ve gecikmeli değişkenden başka herhangi bir kukla değişkene ihtiyaç duyulmayacaktır. Temel hipoteze karşın kurulacak alternatif hipotezde ise; deterministic trend değişkeni katsayısında bir defa değişime izin veren, trend kırılması durumu ele alınmaktadır. Bu halde alternatif hipotezde trend altında durağan bir yapı ele alınmaktadır. Olası kırılma dönemi bu şekilde model yapısına uygun şekilde yakalanacaktır. Endojen kabul edilen kırılma yapısının avantajı bu şekilde belirlenebilmektedir.

Zivot ve Andrews (1992) çalışmalarında, Perron (1989) veri seti için endojen kırılma altında incelemiş ve benzer şekilde birim kök yapısının olmadığını saptamışlardır. Çalışmalarında *ARMA* modelleri için elde ettikleri asimptotik kritik değerlerin, sınırlı örneklem yapısı açısından uygun olmadığını ve sınırlı örneklem için kritik değerin daha küçük olması gerektiğini belirlemişlerdir. Bu halde küçük örneklem yapısında kritik değerlerinin kullanılması durumu; birim kökün belirlenmesini zorlaştırmaktadır.

Zivot ve Andrews (1992) çalışmalarında, model yapısını baz aldıkları Perron (1989) yaklaşımından hareketle üç model yapısı altında farklı hipotezleri sınamaktadırlar. Temel hipotez tüm model yapıları için aynı ve $y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklindedir.

Üç farklı model yapısı sırayla A modeli (130), B modeli (131) ve C modeli (132) olarak adlandırılmışlardır.

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A T + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (130)$$

³⁴ Zivot Eric, Donald W. K. Andrews, "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of business & economic statistics*, 20.1, 2002, s.25-44.

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B T + \gamma^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{T-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (131)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C T + \gamma^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{T-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (132)$$

Model yapısı içindeki kukla yapıları ortalamada meydana gelen kırılmayı $DU_t(\lambda)$ ve trendde meydana gelen kırılmayı $DT_t^*(\lambda)$ betimlemekte kullanılmaktadırlar. Perron (1989)'dan farklı olarak endojen olarak belirlenmektedirler. Test yaklaşımı açısından söz konusu alternatif yapılar tahminlenir ve otoregresif katsayının α için birim kök sınaması uygulanır. Birim kök sınaması geleneksel DF yöntemi ile uygulanarak katsayının t istatistiği değerlendirilir. Minimum t istatistiğini veren dönem dikkate alınarak, sözkonusu zaman serisinin yapısı açıklanmaya çalışılır.

Burada sorun, t istatistiğini minimize eden durumun yapıyı açıklamakta uygun olup olmayacağıdır. Aksi halde test mekanizması t istatistiğini minimize etme oyununa dönecektir. Yöntem daha açıklayıcı ve tüm olasılıkları verdiği halde Perron (1989) yapısından çok fazla uzaklaşmamıştır.

1.3.5. Perron ve Vogelsang (1992) Birim Kök Testi

Perron ve Vogelsang (1992)³⁵ çalışmalarında ani yapıda oluşan ve tek dönemlik zaman aralığı boyunca etkisi gözlemlenen kırılma tipi ile etkisi belli bir dönem boyunca azalarak hissedilen kırılma tipi üzerine değerlendirme yapmıştır. Kırılmanın oluşması, serinin ortalamasında meydana gelen içsel kırılma olarak belirlenmiştir. Tek dönemlik zaman aralığında gerçekleşen kırılmaya “Additive Outlier Model” adı verilmiştir. Kırılma etkisinin belli bir dönem boyunca hissedildiği kırılma tipini ise “Innovational Outlier Model” olarak adlandırmışlardır.

Değişikliğin ani bir şekilde gerçekleştiği model yapısında kurulan temel ve alternatif hipotezleri aşağıda verilmiştir.

$$H_0: y_t = \delta D(T_B)_t + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

³⁵ Perron Pierre, Timothy J. Vogelsang, 1992a, op.cit., s.467-470.

$$H_a: y_t = c + \delta(DU_t) + \tilde{y}_t$$

Temel hipotezde ele alınan durağanlık ele alınırken, alternatif hipotezde modelin ele alındığı otoregresif gecikme derecesinin bir derece arttırılabileceği ele alınmaktadır. Ayrıca temel hipotezde kırılmadan önce ortalama değeri serinin ortalama değerine eşit iken; kırılmadan sonra yakalanan ortalama değeri serinin ortalama değerine ek olarak trendde meydana gelen kırılmayı temsil eden kuklanın $D(T_B)_t$ parametre katsayısına eklenmesiyle elde edilmektedir. Alternatif hipotezde ise; kırılmadan önce serinin ortalaması serinin veri üretme mekanizmasından bağımsız olan sabit terim c olarak kabul edilmekte ve kırılmadan sonra sabit terim değerine ortalama meydana gelen kırılmayı temsil eden kukla terimin parametre katsayısı eklenerek $c + \delta$ haline gelmektedir.

Bu haliyle test istatistiği iki adımdan oluşmaktadır. Birinci adımda alternatif hipotez altında seri yapısında yer alan deterministik öğelerden arındırılmaktadır. Yapılan işlem ortalamadan ve trendden arındırma işlemidir. Ortalamadan ve trendden arındırılmış kısım \tilde{y}_t elde edildiğinde birim kökün varlığı tespit edilmektedir. Özetlendiğinde, yapısal kırılmanın birim kök yapısını gölgelememesi adına öncelikle kırılma etkisini deterministik değişkenler üzerindeki etkisi arındırılarak durağanlığı sorgulanmaktadır. Durağanlığın sorgulanması model yapısına bağlı olarak $t = k + 2, \dots, T$ olacak şekilde belirlenmektedir.

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k w_i D(T_B)_{t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (133)$$

Modelin avantajı ise, birim kök ve yapısal kırılmayı ayrı ayrı denetlemesidir. Dezavantajı ise; model yapısının tamamen kukla değişkenlere göre tanımlanmış olmasıdır. Bu halde kukla değişkenlerin aşırı veya eksik tanımlanması; durağanlığın saptanması için ihtiyaç duyulan otoregresif parametre katsayısının α t -istatistiğini bozucu etki yapacak hatta asimptotik dağılımını dahi etkileyecektir. Bu halde modelin kullanım başarımı, doğru ve yeterli sayıda kukla değişken kullanımını gerektirmektedir.

Perron ve Vogelsang (1992) ele aldığı ikinci model, kırılmanın gerçekleşikten sonra etkisinin belirli bir dönem boyunca gerçekleşme durumudur. Bu haliyle ortalama terimi kırılmadan sonra değişerek trend fonksiyonu şeklinde davranmasına sebep olmaktadır. Modelin bu koşul için temel ve alternatif yapıları aşağıda verilmiştir.

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \psi(L)(\varepsilon_t + \theta D(T_B)_t)$$

$$H_a: y_t = c + \phi(L)(\varepsilon_t + \delta(DU_t))$$

Temel hipotez altında ortalamada meydana gelen deęişiklięin ilk etkisi θ deęerince ve ilerleyen dönemler için etki $\psi(L)\theta$ haline gelecektir. Alternatif hipotez için ortalamada meydana gelen deęişiklięin ilk etkisi δ kadar, ilerleyen dönemler için etkisi $\phi(L)\delta$ olacaktır. Test istatistięi için temel ve alternatif hipotez bileşenlerinin beraber yer aldığı modellerin yuvalanmış olduęu bir yapı düşünölmektedir. zaman serisinin otoregresif yapısına baęlı olarak $t = k + 2, \dots, T$ zaman aralıęı seçilerek duraęanlık sorgulanmaktadır.

$$y_t = \mu + \delta(DU_t) + \theta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (134)$$

İçsel olarak t anında kırılmanın belirlenmesi üzerine birkaç öneri gelirmişlerdir. Kırılmanın dışsal olarak belirlenmesi adına; Toplamsal Sapmalı için alternatif hipotezde yer alan ve Kademeli Sapmalı yuvalanmış test denkleminde yer alan δ katsayısının t -istatistięini minimize (veya maksimize) eden nokta seçilebilmektedir. Kırılmanın içsel belirlenmesi adına ise; $\alpha = 1$ sınavasında Toplamsal Sapmalı ve Kademeli Sapmalı model yapılarında, otoregresif parametre katsayısının t -istatistięini minimize yapan nokta seçilebilir. Perron ve Vogelsang (1992) çalışmalarında kırılmanın endojen olarak kabul edilmesiyle birim kök testinin gücünün azaldıęını, ancak ekzojen olarak kabulünde ise testin gücünün arttıęını belirlenmişlerdir.

1.3.6. Perron (1997) Birim Kök Testi

Perron (1997)³⁶ daha önce 1989'da yaptıęı çalışmanın revizyonu niteliğindedir ve yeni bir test yaklaşımı önermektedir. Bu haliyle 1989'da başladığı çalışmanın geliştirilmesini amaçlamıştır. Önceki çalışmadan farklı olarak, kırılmaların ekzojen yerine endojen olarak belirlenmesi önem taşımaktadır. Bu yeni yaklaşımda sabit terimde kırılmanın test edildięi (Innovational Outlier Model), sabit terim ve trend deęişkeninde

³⁶ Perron Pierre, "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of econometrics*, 80.2, 1997, s.355-385.

kırılmanın test edildiği ile trendde kırılmanın test edildiği (Additive Outlier Model) üç model yapısında incelemiştir.

İlk model yapısında, sabit terimde kırılmanın meydana geldiği ve kırılma etkisi ile sabit terimde zaman içinde farklılaşmanın gözlemlendiği öne sürülmüştür.

$$y_t = \mu + \delta(DU_t) + \beta t + \theta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (135)$$

Burada durağanlığın sınaması geleneksel DF yaklaşımı ile aynı olup otoregresif parametre katsayısının $\alpha = 1$ olma durumu tartışılmaktadır.

İkinci model yapısında hem sabit terim hem de trend değişkenlerinde kırılmanın varlığı incelenmektedir. Durağanlığın sınaması birinci modelde olduğu gibi otoregresif parametre katsayısının t -istatistiğine dayanmaktadır.

$$y_t = \mu + \theta(DU_t) + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (136)$$

Üçüncü model yapısında kırılmanın trend fonksiyonunda ani bir şekilde gerçekleştiği varsayılmaktadır. Test yaklaşımı Perron ve Vogelsang (1992)³⁷ ile benzer ve iki aşamalıdır. Öncelikle ortalamadan ve deterministik trend yapısından arındırılmış seri elde edilmektedir (137.1). Daha sonra ise deterministik değişkenlerin uzaklaşması ile elde edilen yapının durağanlığı sorgulanmaktadır.

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad (137)$$

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (137.1)$$

Sözkonusu tüm model yapıları için gecikme uzunluğunun doğru seçilmesi gerekir. gecikme uzunluğunun içsel olarak belirlenmesi için istatistiksel anlamlılığı en az %10 olacak şekilde en yüksek değere sahip anlamlı katsayı değerine sahip parametre baz alınmaktadır. Bununla beraber kısıtlı-kısıtsız model seçimine dayanan F testi ve en az %10 anlamlılık değeri için χ^2 dağılımı baz alınabilmektedir. Son olarak, çalışmada gecikme uzunluğunun seçimi için Bilgi kriterlerinin genelden özele bir yapıda ve dikkatli

³⁷ Perron Pierre, Timothy J. Vogelsang, 1992a, op.cit., s.467-470.

bir şekilde kullanılması gerektiğine işaret etmektedir. Çünkü gecikme uzunluğunun eksik seçilmesi hata terimlerinin korelasyonlu olmasına neden olacaktır.

Genel olarak literatürde yer edinen bir tek yapısal kırılma altında durağanlığı inceleyen test istatistikleri özetlenmiştir. İlerleyen kısımda çoklu kırılma altında durağanlığı sorgulayan birim kök testlerine değinilecektir.

1.3.7. Lumsdaine ve Papell (1997) Birim Kök Testi

Çalışmada³⁸ amaçlanan; zaman serisinde endojen olarak yer alan iki adet kırılmanın bulunduğu durumlar için serinin durağanlığının saptanması amacıyla yapılmaktadır. Literatürde odaklanılan; temel hipotez için birim kök yapısına karşın alternatif hipotez için tekli yapısal kırılma olgusudur. Bu durum kırılma sayısı arttıkça sınamanın açıklama gücünü azaltacaktır. Bu haliyle birim kök hipotezi için endojen kırılma yapıları altında elde edilen sonuçların, alternatif hipotez altında belirlenen kırılma sayısına karşın değişim gösterecektir. Kısaca birim kök analizinin duyarlılığını etkileyen faktörlerden birisi de meydana geldiği kabul edilen kırılmaların sayısıdır.

Çalışmada Perron (1989) makalesinde de kullanılan Nelson ve Plosser (1982) orjinal çalışmasındaki seriler kullanılmıştır. Daha önceki çalışmalar ile benzer sonuçlar elde edilmiştir. İlgi çeken nokta ise; Perron (1989) birim kök yapısını reddettiği üç seri için Lumsdaine-Papell (1997) iki kırılma altında durağan-dışı olarak tespit etmişlerdir. Çalışmanın ana konusunu da bu durum oluşturmaktadır ki; yapısal kırılma sayısının yanlış veya eksik belirtilmesine karşın dayanıklı birim kök testine ihtiyaç duyulmaktadır.

Test yapısı geleneksel DF test istatistiğine benzer olup; Banerjee ve diğ.(1992)³⁹ tarafından önerilen yaklaşımla katsayılardaki değişim yansıtılmıştır. Deterministik trend yapısında, endojen olarak oluşan iki adet kırılma için kullanılan model aşağıda verilmiştir. Model (138) için DU_t serinin düzeyindeki ve DT deterministik trend yapısındaki değişimleri açıklamak için kullanılmaktadır.

³⁸ Lumsdaine Robin L., David H. Papell, "Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis." *Review of economics and Statistics*, 79.2, 1997, s.212-218.

³⁹ Banerjee Anindya, Robin L. Lumsdaine, James H. Stock, 1992, op.cit., s.271-287.

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU_{1t} + \gamma DT_t + \omega DU_{2t} + \psi DT_2 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (138)$$

Çalışmanın varsayımları açısından iki kırılmanın ardı sıra meydana gelme durumu dikkate alınmamıştır. Kırılmalar arasında belli bir zaman dilimi olmasına dikkat edilmiştir.

1.3.8. Clemente-Montañés-Reyes (1998) Birim Kök Testi

Clemente-Montañés-Reyes'in (1998)'de⁴⁰ çoklu kırılma altında birim kök incelenmesi; serinin ortalama düzeyinde meydana gelen iki adet kırılmayı dikkate almaktadır. Test yapısı Perron ve Vogelsang (1992) testinin iki kırılmaya uyarlanmış halidir. Test yapısı Toplamsal Sapmalı ve Kademeli Sapmalı varsayımları altında, serinin deterministik değişkenleri olan sabit terim ve trend terimi açısından iki adet değişikliği modelleme üzerine oluşturulmuştur.

Toplamsal Sapmalı durumu için yapısal kırılma incelenmesinin yapılabilmesi için, Perron ve Vogelsang (1992) testine benzer bir tutum izlenmektedir. Özetlendiğinde, çalışmada geliştirilen birim kök testinde öncelikle yapısal kırılma incelenmekte ve deterministik terimler üzerinde bu etkinin kaldırılmasıyla durağanlık analizi yapılmaktadır. Serinin ortalama düzeyinde yer aldığı varsayılan iki adet kırılmanın yeri, kukla değişkenler yolu ile belirlenir. Yapısal kırılmaların yeri belirlendikten sonra elde edilen kalıntılar \tilde{y}_t üzerinden durağanlık sınanmaktadır.

$$y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \tilde{y}_t \quad (139)$$

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k w_{1i} DTB_{1t-i} + \sum_{i=0}^k w_{2i} DTB_{2t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (140)$$

Toplamsal Sapmalı varsayımı altında tahmin modeli,

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \sum_{i=0}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (141)$$

⁴⁰ Clemente Jesus, Antonio Montañés, Marcelo Reyes, "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean", *Economics Letters*, 59.2, 1998, s.175-182.

Kukla deęişkenler altında kurulan denklemde $\alpha = 1$ koşulu, iteratif olarak t istatistięini minimum deęerin elde edildięi zaman dilimi için sınanmaktadır. Clemente-Montañés-Reyes (1998) testi, Perron ve Vogelsang (1992) testinin kırılma sayısı arttırılmış hali olarak düşünölebilir.

1.3.9. Lee-Strazicich (2003), (2004) Birim Kök Testleri

Bu kısımda Lee-Strazicich (2003⁴¹, 2004⁴²) sırayla iki ve tek yapısal kırılma altında incelenen duraęanlık testleri birlikte özetlenecektir. Çünkü dięer testlerden, kurulan hipotezleri bakımından farklıdır. Bunun nedeni oluşturulan temel ve alternatif hipotezlerin yapısal kırılma olgusunu içerecek şekilde olması gerekmektedir. Ele alınan zaman serisinde rejim deęişikliği bulunması birim kökün var olabileceęini gösterebilmektedir. Bu durum Nelson-Plosser (1982) yaptığı önemli hatanın tam tersi nitelikte bir soruna sebep olmaktadır. O halde ele alınması gereken temel hipotez; birim kökün varlığını sadece yapısal kırılma olmadığı durumlar için sorgulayacaktır. Özetlendiğinde; fark duraęan ancak yapısal kırılma içeren bir serinin, trend duraęan ve yapısal kırılma içeren özellikte olduęu sonucunu doğurabilmektedir⁴³. Geliştirilen *LM* test istatistięi ařağıdaki regresyondan elde edilmektedir.

$$y_t = \delta Z_t + e_t \quad (142)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (143)$$

Deterministik terimleri Z_t vektörü temsil etmektedir. ε_t beyaz gürültü özellięi taşıyan hata terimleridir. Düzey ve/veya trend fonksiyonunda gerçekleşen kırılmayı dikkate alan kukla deęişkenler Z_t içinde yer almaktadır. Tek veya iki adet yapısal kırılma için $\beta = 1$ için kurulurken, alternatif hipotez $\beta < 1$ altında model yapısı (144) için deęerlendirilir.

⁴¹ Lee Junsoo, Mark C. Strazicich, "Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", *Review of economics and statistics*, 85.4, 2003, s.1082-1089.

⁴² Lee Junsoo, Mark C. Strazicich, "Minimum LM unit root test with one structural break", *Department of Economics, Appalachian State University*, 2004, s.1-16.

⁴³ Lee ve Strazicich (2003, 2004), sorunu önlemek adına; Schmidt ve Phillips (1992) tarafından Lagrange Çarpanları birim kök testine dayanan, Lagrange Çarpanları *LM* birim kök testini geliştirmişlerdir.

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + e_t \quad (144)$$

LM test istatistiđi için birim kök sınaması t istatistiđinin minimum olarak belirlendiđi $\tilde{\tau}$ istatistiđi için belirlenir. Kırılmanın gerekleđtiđi noktalar $LM_{\tau} = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda)$ istatistiđi altında belirlenmektedir.

Test metodolojisini diđer testlerden farklı bir varsayımı bulunmaktadır. Kırılmanın gözlemlenmesi için zaman sürecinin $[0.15 * t, 0.85 * t]$ dilimleri arasında tahminlenmektedir. Kırılma varsayımı üzerine hipotezlerin deđiřmesi ise diđer birim kök testlerine göre daha güçlü olmasını getirmektedir.

Bu bölümde doğrusallık varsayımı altında yapısal kırılmanın zaman serileri üzerine etkileri incelenmeye alışılmıřtır. Özellikle birim kök testlerinin yapısal kırılma altında gelişiminin: ekzojen kırılmalardan endojen kırılmalara ve tekli kırılmalardan çoklu kırılmalardan yöneldiđi gözlemlenmiřtir. Tüm kısım zaman serilerinin mutlak bir şekilde doğrusal olmaları varsayımı üzerinedir. Gelecek bölümde ise zaman serilerini bu katı varsayım dikkate alınmadan incelenmesine alışılmıřtır.

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL-DIŞILIK DURUMU ALTINDA BİRİM KÖK TESTLERİ

Son yıllara kadar, makroekonomik verilerin veri üretme mekanizmasının doğrusal olduğu kabul görmektedir. Bu serilerde gözlemlenen yapısal kırılma ise doğrusal-dışılığın kaynaklarından biri olarak kabul edilebilir. Finansal zaman serilerinde ise yapısal kırılmalara ek olarak, serinin zamana bağlı değişen oynaklık yapısı nedeniyle doğrusal-dışılık gözlemlenebilmektedir. Bu durum serilerin geleneksel olarak otoregresif ve ağırlıklı ortalamalar ile tanımlanmasını zorlaştırmakta ve rejimler arası farklılık yaratmaktadır. Modellerin doğru tanımlanması için rejim farklılıklarının ve rejimler arası geçişin de dikkate alınması gerekmektedir.

Eşikli otoregresif (*TAR*) ailesi, rejim değiştirme duruma bağlı olarak geliştirilen model ailesidir. Genel özellikleri bakımından bilinear ve üstel otoregresif (*EAR*) model sınıfının içinde yer almaktadır. Eşikli otoregresif modeller parçalı doğrusal yapıdadır ve rejim değişikliğini bu şekilde açıklarlar. Eşik, yapıda (*k*) adet rejim bölünmesini açıklamakta ve her rejimin kendi içinde doğrusal otoregresif bir model ile tanımlamasını sağlamaktadır. Bu haliyle sürecin bütün olarak doğrusal-dışı, ancak yerel olarak doğrusal olduğu kabul edilir. Eşikli otoregresif (*TAR*) modelleri bu haliyle rejim farklılıklarını açıklayabilmektedir. Ancak eksik kaldığı nokta rejim değişikliklerinin nasıl oluştuğu üzerinedir. Bu eksiklik geliştirilen yumuşak geçişli otoregresif (*STAR*) model yapısı ile giderilmeye çalışılmaktadır. Artık sürekli bir ölçekte değerlendirilen geçiş yapısının daha iyi açıklanması sağlanır. Bu da rejim geçiş sürecini, eşikli otoregresif modellerde olduğu gibi kesikli bir şekilde değil, yumuşak halde tanımlanmasına yardımcı olur. Bu şekilde model tanımlaması için kullanılan modellerden biri üssel yumuşak geçişli otoregresif (*ESTAR*) yapısıdır. Çalışmada doğrusal-dışılığın ifade edilmesi altında *ESTAR* modeli kullanılmış, bu yüzden mekanizmalarının açıklanması ilerleyen sırada gerçekleşecektir.

2. DOĞRUSAL-DIŞILIĞIN *ESTAR* YAPISI ALTINDA AÇIKLANMASI

Pekçok ekonomik seri; iktisadi yapısı gereği aldığı değerler bakımından doğal sınırlar içinde davranmaktadır. Bu serilere örnek olarak işsizlik oranları ve nominal faiz

değerleri örnek verilebilir. İşsizlik oranları sıfır ile bir arasında değer almakta ve nominal faiz değerleri ise negatif değerler almamaktadır. Bu koşullanma gereği; serilerin rassal yürüyüş altında değerlendirilmesi uygun değildir. Uygulamada bu değişkenler gibi değerlerinde sınırlılık içeren serilerin davranışları yerel durağandıslık (local nonstationary) olarak değerlendirilebilir. Bu tip serilerin modellenmesinde, birim kök yapısına izin veren, devamlı ve ortalamadan dönüşlere izin vermeyen ancak bazı limit değerlere yaklaşıncaya veya belirli bir değer aralığına girince farklı değerlere dönüşe izin veren yapılar kullanılmaktadır. Sonuç olarak belli bir değer aralığı içinde hareket eden, ya da değerleri uyarılmış seriler; doğrusal zaman serileri bakımından durağandıslık olarak değerlendirilmektedir.

Doğrusal-dışılığın en basit formu parçalı doğrusallık ile açıklanabilir ve serinin en az iki doğrusal yapının birleşiminden ortaya çıktığı düşünülebilir. Bu halde alt dönemler içinde yapının değişmediği ancak alt kısımlar arasında fark göstermesi yapısal kırılma kavramı ile de açıklanabilir. Perron (1989) çalışmasında 1929 büyük buhranı ile 1970 petrol krizi olgularının incelenen makroekonomik değişkenler üzerinde yapısal kırılmaya neden olduğu gözlemlenmiştir. Bu haliyle parçalı doğrusallık indikatör değişken ile modelin içinde yer alan veya almayan şekillerde oluşturulabilir. Popüler parçalı doğrusallık modelleri eşikli regresyon (*TAR*) olarak bilinmektedir. Eşikli regresyon modelleri tanımlanan bir değişkenin fonksiyonu ile rejimlerin değişmesine imkan tanımaktadır.

Doğrusaldışı formda yer alan veri hareketlerinin farklılaşmasının kesikli bir şekilde değişim yerine, yumuşak geçişli olması ise *STAR* (yumuşak eşikli geçişe sahip otoregresif modeller) ile açıklanabilmektedir. Oto regresif yapıya benzer şekilde oluşturulan *STAR* model yapısında; otoregresif katsayısının değişimine izin vermesidir. Bu değişim belirlenen bir uyarıcı değişkenin; eşik değerden veya belirli hedeften uzaklığa göre belirlenen sapma fonksiyonuna göre belirlenir. Uygulamada genellikle uyarıcı değişken; bağımlı değişkenin herhangi bir gecikmeli değeri (y_{t-d}) olarak belirlenir. Eşik değer ise sabit olan herhangi bir (c) ise; otoregresif katsayısının değişiminin etkisi ($y_{t-d} - c$) yapısını dikkate alan bir haldedir.

Eğer serinin kendi içinde değişimi yumuşak geçişli ise, yapıyı modellerken iki temel durum göz önüne alınır. Belirlenen sapma fonksiyonu üssel ise kuadratik uzaklığı dikkate alan *ESTAR* yapısı $(y_{t-d} - c)^2$ dikkate alınacaktır. Eğer logistik fonksiyona benzer yapıda ise öklid uzaklığı dikkate alan; *STAR* yapısı $(y_{t-d} - c)$ kullanılır.

STAR modellerinin rejimler arası yumuşak geçişli olmasına rağmen, $(y_{t-d} - c)$ değeri büyür ve uyarılmış değişkene bağlı fonksiyon önemli bir derecede hassasiyet gösterebilir. Bu durumda parçalı doğrusal yapıya sahip bir görünüm kazanır ve *TAR* modellerine uygun görünebilir. *ESTAR* ve *LSTAR* yapılarının en önemli farkı burada yatmaktadır. Potansiyel olarak uyum gösteren bu modellerden hangisinin seçileceği Teräsvirta (1994)⁴⁴, Escríbano ve Jordá (2001)⁴⁵, Chen (2003)⁴⁶ ile Chen ve Kuan (2002)⁴⁷ çalışmalarında incelenmiştir.

2.1. YUMUŞAK GEÇİŞLİ OTOREGRESYON (*ESTAR*) YAPISININ ÖZELLİKLERİ

Yumuşak geçişli eşiğe sahip otoregresyon modelleri doğrusal-dışılığı tanımlamak için iyi bir başlangıç noktası oluşturmaktadır. *AR*(1) modeli için;

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \gamma_1 y_{t-1} e(y_{t-d}) + \varepsilon_t \text{ halini alır.} \quad (145)$$

$$y_t = [\phi_1 + \gamma_1 e(y_{t-d})] y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ şeklinde düzenlensin.} \quad (145.1)$$

Hata terimleri için $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olduğunu kabul edelim. Modelin ilk kısmı *AR*(1) model yapısında $\phi_1 y_{t-1}$ iken, ikinci kısmı (düzeltme) geçiş fonksiyonu olarak kabul edilen $e(y_{t-d})$ doğrusal-dışı kısımdan oluşur. İkinci kısım verilere uygunluğu bakımından modifiye edici veya sürükleyici özellik kazandırmaktadır. Geçiş fonksiyonunu oluşturan değişken y_{t-d} olarak seçilebileceği gibi, modelin dışından

⁴⁴ Teräsvirta Timo, "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models", *Journal of the American Statistical Association*, 89.425, 1994, s.211-212.

⁴⁵ Escríbano Alvaro, Oscar Jordá, "Testing nonlinearity: Decision rules for selecting between logistic and exponential STAR models", *Spanish Economic Review*, 3.3, 2001, s.198-200.

⁴⁶ Chen Yi-Ting, "Discriminating between competing STAR models", *Economics Letters*, 79.2, 2003, s.164-166.

⁴⁷ Chen Yi-Ting, Chung-Ming Kuan, "Time irreversibility and EGARCH effects in US stock index returns", *Journal of Applied Econometrics*, 17.5, 2002, s.566-570.

herhangi bir deęişken de atanabilir. Ancak baęımlı deęişkenin gecikmeli deęerlerinin kullanılması y_{t-d} dięer deęişkenlere göre deęişiminin incelenebilir olmasına veya türevlenebilir olmasına baęlı olarak seęilir. Bu sayede fonksiyonun yumuřak geçiřli olması saęlanır.

Oluřturulan modelde $AR(1)$ yapısı için katsayıların toplamı $[\phi_1 + \gamma_1 e(y_{t-d})]$ haline gelecektir. Eęer bu haliyle geçiř fonksiyonunun $e(y_{t-d})$ limit deęerleri $[0,1]$ arasında ise; katsayı deęerleri de $[\phi_1, \phi_1 + \gamma_1]$ aralıęında deęiřecektir. Bu durumda önemli bir farklılık olacak ve yapı iki farklı rejim altında incelenebilecektir. Birinci rejimde (iç kısım) $e(y_{t-d}) = 0$ olacak ve otoregresif katsayı ϕ_1 'e eřit olacaktır. İkinci rejimde (dış kısım) ise $e(y_{t-d}) = 1$ olacak ve otoregresif katsayı $\phi_1 + \gamma_1$ 'e eřit olacaktır. Bu halde $\phi_1 = 1$ kořulu iç kısımda birim kök yapısı oluřtuęunu gösterecektir. İç ve dış kısımların duraęandıřı özelliklerine ilerleyen kısımda deęinilecektir.

Bu haliyle iki rejimin birbirine eklenmesiyle $ESTAR$ yapısına uygun modellenme mekanizması ařaęıdaki gibi açıklanabilir. Geçiř fonksiyonu deęer aralıęı $[0,1]$ olan, üssel yumuřak geçiřli eřięe sahip otoregresyon modelinde geçiř fonksiyonu $e(y_{t-d}) = \theta(y_{t-d})$ olsun. Bu halde $ESTAR$ geçiř fonksiyonu;

$0 \leq \theta(y_{t-d}) = (1 - e^{-\theta(y_{t-d}-c)^2}) \leq 1$ halini alır. Geçiř fonksiyonunu $AR(1)$ yapısına yerleřtirdięimizde,

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \gamma_1 y_{t-1} (1 - e^{-\theta(y_{t-d}-c)^2}) + \varepsilon_t, ESTAR(1) \text{ modelini elde ederiz.} \quad (146)$$

$ESTAR$ modelinde $\theta > 0$ ve eřiık parametresi olan c herhangi bir deęeri alabilmektedir. Genellikle c 'nin deęer seęiminde pratik olarak baęımlı deęişken y_t 'nin gözlem deęerleri yeterli derecede ise, bu deęerler içinden seęim yapılır. Benzer řekilde, geçiř fonksiyonunun deęişkeni y_{t-d} , pratikte baęımlı deęişkenin birinci dereceden gecikmeli deęeri y_{t-1} olarak seęilir. Bununla beraber Teräsvirta ve Anderson (1992)⁴⁸ model yapısına uygun olarak d gecikmeli deęerinin 1'den 5'e kadar seęilebileceęini iřaret etmiřlerdir.

⁴⁸ Teräsvirta Timo, Heather M. Anderson, "Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models", *Journal of applied econometrics*, 7.S1, 1992, s.123-124.

ESTAR modelinin sahip olduğu üssel geçiş fonksiyonunun $\theta(y_{t-d})$ ise önemli özellikleri bulunmaktadır. $\theta(0) = 0$ ve $\theta(\infty) = 1$ halini almaktadır. Bunun fiziksel yorumu ise; y_{t-d} değişkeni değer olarak eşik parametresine c çok yaklaşırsa, sistemin düzeltme kullanmayacağı ve modelin tamamen doğrusal bir yapıya bürüneceğidir. Tam ters yönde ise y_{t-d} değişkeni değer olarak eşik parametresinden c çok uzaklaşırsa, sistemin düzeltme kullanacağına ve modelin doğrusal-dışılığının artacağıdır. Bu uzaklık y_{t-d} 'nin eşik değerinden pozitif veya negatif yönde uzaklaşması şeklinde olabilir. Eşik noktasının veya tetikleme noktasından olan uzaklığın boyutuna göre geçiş fonksiyonu $0 \leq \theta(1 - e^{-\theta(y_{t-d}-c)^2}) \leq 1$ arasında değer alacaktır. Bu değer $\gamma_1 y_{t-1}$ ile çarpılarak düzeltmenin genel etkisi bulunmaktadır. Üssel geçiş fonksiyonunda uzaklığın karesi alınmakta ve taşıdığı işaretin hiçbir önemi kalmamaktadır. Buna ek olarak $\theta \rightarrow \infty$ için yapı yumuşak geçişli model yerine kesikli eşik özelliğine sahip bir model haline gelmektedir. Geçiş fonksiyonu $(y_{t-d} - c) > 0$ ve $\theta(y_{t-d}) \rightarrow 1$ koşulunda, yapı rejimler arası geçişe aniden yönelmektedir.

Bu gibi nedenlerle *ESTAR* modellerinin *AR* modellerine göre üstünlüğü, rejim değiştirme özelliğinden farklı olarak fiyatların belli ekonomik özelliklerinin seriye yansıtılmasının sağlanmasıdır. Gözlem değerlerinin herhangi bir şekilde “koridor” (belli bir bantta sıkışmış) özelliği gösteren serilerde uygulanması daha doğru olacaktır.

Bununla birlikte doğrusal-dışı tepkilerin açıklanması açısından negatif yönelimler pozitif yönelimlere göre daha güçlüdürler. Dış kısımdan negatif yönlü sapmalar için bu etki gözlemlenebilmektedir. Bu olgu finansal varlık fiyatlarının incelenmesinde de gözlemlenen asimetric ters bilgi olarak adlandırılan olgu ile de örtüşmektedir. Burada asimetri farklı dış rejimlere geçiş sırasında gözlemlenebilmektedir.

2.2. İÇ VE DIŞ REJİMLERİN ÖZELLİKLERİ

ESTAR modeli $y_{t-d} - c$ etrafında sürekli bir fonksiyon olarak kabul edilmektedir. Ekstrem noktalarda iki farklı yapı için de simetriktrir. $\theta(0) = 0$ için $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ halini alacak ve bu doğrusal rejim iç kısım olarak adlandırılmıştır. İç kısımda $\phi_1 = 1$ koşulu birim kök yapısına sebep olmaktadır. $(y_{t-d} - c) \rightarrow \pm\infty$ ve $\theta(y_{t-d} -$

$c) \rightarrow 1$ için $y_t = (\phi_1 + \gamma_1)y_{t-1} + \varepsilon_t$ halini alacak ve doğrusal olmayan dış kısım modele eklenmesi sağlanacaktır. Dış kısım için; $\phi_1 = 1$ ve $\gamma_1 = 0$ koşulları gerçekleşirse $y_{t-1} = \varepsilon_t$, bağımlı değişken beyaz gürültü özelliği kazanacaktır. Bu haliyle şokların dış rejimde, iç rejime göre daha az kalıcı olduğu gözlemlenir. *ESTAR* modellerinden beklenen geçiş fonksiyonu nedeniyle, eşik değeri c için simetrik olmasıdır. Basitlik açısından eşik değeri $c = 0$ seçilir ise, simetrisinin merkezi sıfır halini alır.

2.3. DEĞİŞKEN KATSAYI MODELLERİ BAKIMINDAN ESTAR

YAPISI

Eşik değerden sapma $y_{t-d} - c$, geçiş fonksiyonunu $\theta(y_{t-d} - c)$ oluşturmakta ve θ_t ekonomik yapıya etkisini yansıtmak adına γ_1 katsayısı y_{t-1} ile çarpılır. $\gamma_1 \leq 0$ ve $\theta_t \geq 0$ için $\gamma_1 \theta_t \leq 0$ olacak ve y_{t-1} 'in katsayısı $(\phi_1 + \gamma_1 \theta_t)$ halini alacaktır. Geçiş parametresi birinci dereceden gecikmeli bağımlı değişken y_{t-1} için *ESTAR*(1) yapısı;

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \gamma_1 y_{t-1} (1 - e^{-\theta(y_{t-1} - c)^2}) + \varepsilon_t \text{ halini almaktadır.} \quad (146)$$

$$\theta_t = (1 - e^{-\theta(y_{t-1} - c)^2}) \text{ için } y_t = \phi_1 y_{t-1} + \gamma_1 \theta_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (147)$$

$$y_t = (\phi_1 + \gamma_1 \theta_t) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \beta_t = (\phi_1 + \gamma_1 \theta_t) \text{ olsun,} \quad (148)$$

$$y_t = \beta_t y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ halini almaktadır.} \quad (149)$$

Bağımlı değişkenin farkı alındığında ise;

$$\Delta y_t = \alpha_t y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (149.1)$$

$\alpha_t = (\phi_1 - 1) + \gamma_1 \theta_t$ fark serisinin otoregresif katsayısı halini alır.

θ_t geçiş değişkeni iç kısımdan sapmalar üzerine kurulu, c eşik değerine bağımlı değişken sürekli ve $[0,1]$ aralığında değerler almaktadır. $\theta_t \rightarrow 1$ için durağan bir yapı olarak gözlemlenecektir. θ_t 0 ile 1 arasında değişim gösterdikçe serinin otoregresif katsayı değeri değişecektir. Bu durumda dış kısımlar için $\beta_t = (\phi_1 + \gamma_1)$ ve iç kısımlar için $\beta_t = (\phi_1)$ halini alacaktır. y_{t-1} değerleri c etrafında kümeleşiyor ise; iç kısımlar için $\phi_1 = 1$

birim kök yapısını barındırmaktadır. Bu durumda $\theta_t \approx 0$ için fark denkleminin otoregresif katsayı değeri $\alpha_t \rightarrow 0$ sifıra yakınsayacaktır. Tam ters durumda y_{t-1} değerleri c 'den uzaklaşır ise, $\theta_t \approx 1$ koşulunda ve $\beta_t \approx (\phi_1 + \gamma_1) = (1 + \gamma_1)$ durumu oluşacaktır. Dış kısım için oluşturulan fark denkleminin otoregresif katsayısı $\alpha_t \approx \gamma_1$ değerine yaklaşacaktır. Bu durumda durağanlık koşulu $\gamma_1 < 0$ halini alır. İç kısım benzer şekilde patlayan zaman serileri gibi davranabilmekte ve $\phi_1 > 1$ koşulu ile $\phi_1 + \gamma_1 < 1$ sağlanmaktadır.

2.4. ESTAR(2) MODELİ

ESTAR(2) modeli iç ve dış kısımlar için birinci ve ikinci gecikmeli değerleri kullanır. Yapısı; $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + (\gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2})(1 - e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}) + \varepsilon_t$ şeklindedir ve *ESTAR(1)*'in genişletilmiş halidir. Birim kök özelliklerini incelemek için, *ADF* (Güçlendirilmiş Dickey Fuller) şeklinde yaklaşarak, iç ve dış kısım birim kök yapısı incelenebilir.

$$\theta_t = (1 - e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}) \text{ için } y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + (\gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2})\theta_t + \varepsilon_t \quad (150)$$

$$y_t = (\phi_1 + \phi_2)y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + (\gamma_1 + \gamma_2)\theta_t y_{t-1} + \eta_1 \theta_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ olsun,} \quad (151)$$

Burada $\delta_1 = -\phi_2$ ve $\eta_1 = -\gamma_2$ şeklinde sembolize edilmiştir.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \rho_t y_{t-1} + \eta_1 \theta_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ için,} \quad (152)$$

$\rho = \phi_1 + \phi_2$ ve $\rho_t = (\gamma_1 + \gamma_2)\theta_t$ şeklinde sembolize edilmiştir.

$$y_t = \beta_t y_{t-1} + \delta_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ için sadeleştirilir.} \quad (153)$$

$\beta_t = \phi_1 + \phi_2 + (\gamma_1 + \gamma_2)\theta_t$ ve $\delta_t = (\phi_2 + \gamma_2\theta_t)$ şeklinde sembolize edilmiştir. Serinin farkı alındığında;

$$\Delta y_t = \alpha_t y_{t-1} + \delta_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (153.1)$$

$\alpha_t = \beta_t - 1$ şeklinde sembolize edilmiştir. Bu durumda iç kısımda birim kök incelemesi $\phi_1 + \phi_2 = 1$ için $\beta_t = 1 + (\gamma_1 + \gamma_2)\theta_t$ incelenebilir. Dış kısımda ise $\theta_t = 1$ olması iç

kısımdaki durağandışılığı içerecek ve $\gamma_1 + \gamma_2 < 0$ için ($\beta_t | \theta_t = 1$) halinde durağanlığı sağlayacaktır.

2.5. *ESTAR*(p) MODELİ

Birinci ve ikinci dereceden gecikmeleri dikkate alarak *ESTAR*(1) ve *ESTAR*(2) model yapılarını oluşturulmuştur. Gecikme sayısı arttırılarak p adet gecikme eklendiğinde *ESTAR*(p) yapısı olarak genişletilebilecektir.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} (1 - e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}) + \varepsilon_t \quad (154)$$

$$\theta_t = (1 - e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}) \text{ için;}$$

$$y_t = (\sum_{i=1}^p \phi_i) y_{t-1} + (\sum_{i=1}^p \gamma_i \theta_t) y_{t-1} + (\sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta y_{t-j}) + (\sum_{j=1}^{p-1} \eta_j \theta_t \Delta y_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (155)$$

$$\delta_j = \sum_{i=j+1}^p \phi_i \text{ ve } \eta_j = \sum_{i=j+1}^p \gamma_i \text{ için;}$$

$$y_t = (\sum_{i=1}^p (\phi_i + \gamma_i \theta_t)) y_{t-1} + (\sum_{j=1}^{p-1} (\delta_j + \eta_j \theta_t) \Delta y_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (156)$$

$$y_t = \beta_t y_{t-1} + (\sum_{j=1}^{p-1} \delta_{tj} \Delta y_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (157)$$

$$\beta_t = \sum_{i=1}^p (\phi_i + \gamma_i \theta_t) \text{ ve } \delta_{tj} = \delta_j + \eta_j \theta_t \text{ halini alır. Serinin farkını aldığımızda;}$$

$$\Delta y_t = \alpha_t y_{t-1} + (\sum_{j=1}^{p-1} \delta_{tj} \Delta y_{t-j}) + \varepsilon_t \text{ haline gelir. } \alpha_t = \beta_t - 1 \text{ için; } \quad (157.1)$$

Bu haliyle *ESTAR*(p) yapısı *ADF*($p - 1$) şeklini almaktadır. Bu durumda birim kök yapıları $\sum_{i=1}^p \phi_i = 1$ ve $\beta_t = 1 + \theta_t \sum_{i=1}^p (\gamma_i)$ koşullarının incelenmesini gerektirmektedir. Eğer dış rejim $\theta_t = 1$ koşulunda ise ve iç rejimin durağandışılığı sürüyor ise, $-2 < \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j < 0$ ve $(|\beta_t, \theta_t = 1|) < 1$ durumu durağandışılığı işaret etmektedir. Eğer iç ve dış rejimde birim kök yapıları içeriliyor ise; $y_t = \varepsilon_t$ ve $\beta_t = (e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2})$ haline gelecektir.

Tweedie (1975)⁴⁹; dış kısmın köklerinin birim çember dışında olması ile ergodik yapıya sahip Markov zinciri yapısında olduğunu göstermiştir. Bu haliyle ergodisite (ergodiklik) iç kısım köklerinin birim çember içinde veya dışında olmasını kapsamayacaktır. Bununla beraber dış kısmın durağan olması yapının gözlem değerlerinin kayma göstererek merkeze yöneleceğini (sonsuz gözlem sayısı için) göstermektedir. Bu haliyle ergodisite tanımı gereği; *ESTAR* model yapısı durağan bir süreci tanımlamaktadır.

2.6. SABİT TERİM İLAVESİ ALTINDA *ESTAR* MODELİ

ESTAR modeline sabit eklenmesi ve bu durumun model yapısı ile geçiş fonksiyonuna etkileri tartışılacaktır. *ESTAR*(1) modeli için sabit terim eklenmiş yapı;

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + (\gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1})(1 - e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}) + \varepsilon_t \text{ halini almaktadır.} \quad (158)$$

İç ve dış kısımları bu halde;

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$y_t = (\phi_0 + \gamma_0) + (\phi_1 + \gamma_1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Bu durumda dış kısımda durağanlığı $|\phi_1 + \gamma_1| < 1$ koşulu sağlamak ve durumda rejimin sürekliliği hata teriminden bağımsız olarak $y_t = (\phi_0 + \gamma_0)/(1 - \phi_1 - \gamma_1)$ elde edilir. İç kısımda birim kök bulunması dahilinde $\phi_1 = 1$ için, sabit terim ϕ_0 varlığı altında kesmeli rassal yürüyüş yapısını da etkileyecektir. Bundan kaçınmak için $\phi_0 \rightarrow 0$ ve $\phi_1 \rightarrow 1$ koşulu belirtilerek denemelidir. Alternatif olarak *ESTAR* yapısı eşik değerden c sapmalar şeklinde modellenir ise;

$$(y_t - c) = \phi_1 (y_{t-1} - c) + (\gamma_1 (y_{t-1} - c))(1 - e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}) + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (159)$$

Bu durumda iç ve dış kısımlar;

$$(y_t - c) = \phi_1 (y_{t-1} - c) + \varepsilon_t ,$$

⁴⁹ Tweedie Richard L., "Sufficient conditions for ergodicity and recurrence of Markov chains on a general state space", *Stochastic Processes and their Applications*, 3.4, 1975, s.395-398.

$(y_t - c) = (\phi_1 + \gamma_1)(y_{t-1} - c) + \varepsilon_t$ olarak elde edilir.

Bu durum sabit terim eklenmiş *ESTAR*(1) yapısıyla beraber düzenlensin. Eğer $\phi_0 = (1 - \phi_1)c$ ve $\gamma_0 = -\gamma_1c$ için $\phi_1 \rightarrow 1$ ve $\phi_0 \rightarrow 0$ durumu oluşacaktır. Bu nedenle modele sabit eklenmesi model yapısına yeni iki kısıtlama getirdiği için önemlidir.

2.7. TREND YAPISI EKLENMİŞ *ESTAR* MODELİ

ESTAR model yapısının temelinde eşik değerden sapmalar $y_{t-1} - c$ yer almakta ve bu büyüklüğe göre rejimler arası geçiş sağlanmaktadır. Bu durum *ESTAR* modellerini sürükleyici gücünü oluşturmakta, ancak modele herhangi bir eğilim veya trend ilavesi düzenli olarak eşik değerden sapmayı arttıracaktır. Bu nedenle pratikte *ESTAR* modellerine uygulanacak serilerin trend içermemesi veya trendin seriden uzaklaştırılması önerilmektedir. Doğrusal modelleri, doğrusaldışı modellere indirgeyebilen, uygulanabilir olmasına rağmen seri yapısını bozabilen iki temel yaklaşım kullanılmaktadır. Birincisi seriyi alıp herhangi bir sabit ve trend üzerine regrese ederek, kalan hata terimlerini; arındırılmış seri olarak kullanmaktır. Burada trend yapısı doğrusal ise sorun yaşanmamakta ancak yüksek dereceli bir polinom ise sadece derecesini bir derece düşürmüş oluruz. İkincisi ise modele trend değişkeninin ilavesidir.

2.8. *ESTAR* MODELLERİNDE GEÇİŞ FONKSİYONUNUN STANDARTİZE EDİLMESİ

Modelde sapmaların görece büyüklüklerini yorumlamak için, üssel değişkenin standartizasyonu kullanılabilir. Amaçlanan modelin sürükleyici gücü olduğuna inanılan $(y_{t-d} - c)$ değişkenini y_t bağımlı değişkeninin standart sapmasına oranlamaktır. O halde değişken $(y_{t-d} - c)/s_y$ halini alacak ve *ESTAR* yapısında bu sürükleyici güç karesel olarak kabul edildiği için $\left((y_{t-d} - c)/s_y\right)^2$ uyarlanacaktır. Bu standartizasyon ile amaçlanan sapmaların boyutunu kendi aralarında ve standart sapmalarına göre karşılaştırılmasına imkan vermesidir. Bu haliyle *ESTAR* modelinin standartize edilmiş geçiş fonksiyonu;

$\theta(y_t) = (1 - e^{-\theta^*(y_{t-1}-c/s_y)^2})$ halini alacaktır. Orijinal yapı ile geçiş fonksiyonu arasındaki ilişki tutarlı ve $\theta^* = \theta s_y^2$ olacaktır. Burada unutulmaması gereken standartlaştırmanın sadece dış kısma uygulanması ve uygulanan zaman serisinde $s_y^2 < 1$ olmasıdır. Bu sayede $\theta^* > 0$ koşulu garanti altına alınmış olacaktır. Bu durum özellikle logaritmik serilerde önem kazanmaktadır.

2.9. ESTAR MODELİNİN KÖKLERİ VE ERGODİSİTE

$AR(p)$ modeli için karakteristik polinom ve köklerinin belirlenmesi durağanlığın irdelenmesi açısından yeterlidir. $ESTAR(p)$ modelinde ise bu durum daha karmaşık hale gelmektedir. $ESTAR(1)$ modeli için; iç λ_0 ve dış λ_∞ kısımlardaki kökleri belirleyelim.

İç kısımda model kökü $\lambda_0 = \phi_1$ ve dış kısımda model kökü $\lambda_\infty = \phi_1 + \gamma_1$ olacaktır. Ancak bu tanımlama yeterli değildir çünkü $AR(1)$ yapısındaki otoregresif değişken y_{t-1} için koşullu değişmektedir. Burada ilginç olan sistemdeki kalıcılığı belirleyen indikatörün, modeli yapısı nedeniyle kalıcılık arttıkça birim köke hızlı bir şekilde yaklaşmasıdır. Bu durum; $y_t = (\phi_1 + \gamma_1 \theta_t) y_{t-1} + \varepsilon_t$ için otoregresif katsayının $\beta_t = (\phi_1 + \theta_t \gamma_1)$ tanımlanmasında görülebilmektedir. y_{t-1} üzerine koşullu kök yapısı, geçiş fonksiyonu da dikkate alınarak uyarlanmalıdır. $\theta_t = (1 - e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2})$ geçiş fonksiyonu için $\theta_t = (1 - \lambda_t)$ olacaktır. $\lambda_t = e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}$ gecikmeli polinom yapısı altında yazıldığında, $[1 - (\phi_1 + (1 - \lambda_t)\gamma_1)L] = \varepsilon_t$ $AR(1)$ ters karakteristik polinom $f(L)$ yapısı olacaktır. Burada ters kök değeri z_1 için $f(z_1) = 0$ koşulunu sağlamalıdır. Ters karakteristik kök $z_1 = (\phi_1 + (1 - \lambda_t)\gamma_1)^{-1}$ olarak edilir. Durağanlık için $|z_1| > 1$ ters karakteristik kökün mutlak değeri birden büyük olmalı, birim çemberin dışında dışında yer almalıdır. Karakteristik kök için bunun tam tersi $\lambda - (\phi_1 + (1 - \lambda_t)\gamma_1)$ karakteristik polinom ele alınmalıdır. Karakteristik kökü ise $\lambda_1 = (\phi_1 + (1 - \lambda_t)\gamma_1)$ olacak ve durağanlık koşulu $|\lambda_1| < 1$ için kök değerinin birim çember içinde kalması gerekmektedir.

Bu halde iç kısımda $|\phi_1| < 1$ olması durağanlık için yeterli değildir. Otoregresif katsayının değişimi, denklem köklerinin daha hızlı değişmesine sebep olacaktır. Bu durum durağanlığın hem iç hemde dış kısma bağlı olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte karakteristik kök fonksiyonu $-\theta$ ve $(y_{t-1} - c)^2$ değişkenlerine bağlı hale

gelmektedir. Değersel olarak eşikten sapmalar $y_{t-1} - c$ artış gösterdikçe, modeldeki kalıcılık azalacaktır.

Bunun yanında iç kısımda birim kök yapısı ve dış kısımda beyaz gürültü özelliği gösteren *ESTAR* yapısı aykırı bir durum oluşturmaktadır. $\phi_1 = 1$ ve $\gamma_1 = -1$ koşulları için iç kısımda $y_t = y_{t-1}$ ve dış kısımda $y_t = \epsilon_t$ yapısı elde edilir. Gecikmeli polinom yapısından ters karakteristik kökü elde edilirse;

$z_1 = (\phi_1 + (1 - \lambda_t)\gamma_1)^{-1} = (1 + (1 - \lambda_t)(-1))^{-1} = (\lambda_t)^{-1} = (e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2})^{-1} > 1$ halini alacaktır. Bu durumda $y_{t-1} - c \neq 0$ için, karakteristik kök birden büyük olarak elde edilir. Bu durumda yapı durağan olarak kabul edilir. Ancak eşik değerden herhangi bir sapma yoksa $y_{t-1} - c = 0$, ters karakteristik polinom kökü $z_1 = 1$ olarak bulunacaktır. Benzer şekilde karakteristik kök değeri $\lambda_t = e^{-\theta(y_{t-1}-c)^2}$ de $y_{t-1} - c \neq 0$ için $\lambda_t < 1$ olarak bulunacaktır. Sonuç olarak iç kısımda birim kök yapısı barındıran ve dış kısımda beyaz gürültü özelliği gösteren *ESTAR* yapısı durağan olarak belirlenmekte ve aykırılık göstermektedir. Özetlendiğinde *ESTAR*(1) yapısı için kök özellikleri Tablo 1.'deki gibidir.

Tablo 1 : *ESTAR*(1) yapısı için kök özellikleri

Model rejimlerinin incelenmesi	İç kısım	Dış kısım
Model	$y_t = \phi_1 y_{t-1}$	$y_t = (\phi_1 + \gamma_1) y_{t-1}$
Gecikmeli polinom yapısı	$(1 - \phi_1 L)$	$(1 - (\phi_1 + \gamma_1) L)$
Karakteristik Polinom	$(\lambda - \phi_1) = 0$	$(\lambda - (\phi_1 + \gamma_1)) = 0$
Kökler	λ_0	λ_∞
Ergodiklik		$ \lambda_\infty < 1$

Yukarıdaki yapıya bir gecikmeli değer daha eklendiğinde *ESTAR*(2) yapısına ulaşılabılır. Bu halde yapının gecikmeli polinom yapısı;

$$y_t = (\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2}) + (\gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2}) \theta_t + \epsilon_t \quad (160)$$

$$y_t = (\phi_1 + \gamma_1 \theta_t) y_{t-1} + (\phi_2 + \gamma_2 \theta_t) y_{t-2} + \epsilon_t \quad (161)$$

$[1 - (\phi_1 + \gamma_1\theta_t)L - (\phi_2 + \gamma_2\theta_t)L^2] = \varepsilon_t$ şeklinde elde edilecektir.

Buradan karakteristik fonksiyona $[\lambda^2 - (\phi_1 + \gamma_1\theta_t)\lambda - (\phi_2 + \gamma_2\theta_t)]$ geçiş yapılabilir. ESTAR modelindeki baskın kök, iç ve dış kısım davranışlarından uzaklaştıkça daha çok bilgi verebilmektedir. Köklerin belirlenmesi için iki temel yaklaşım vardır. Birincisi karakteristik fonksiyonu basitleştirmek ve ikincisi θ_t beklentisi altında çözümlenmektedir. Bu durumda *ESTAR*(1) yapısından farklı olarak toplamda dört kök tanımlanmalıdır. Üssel fonksiyonların kökleri oldukları için kompleks değer de alabileceklerdir. Önceki kısma benzer şekilde kök özellikleri Tablo 2.'de sunulmuştur.

Tablo 2 : *ESTAR*(2) yapısı için kök özellikleri

Model rejimlerinin incelenmesi	İç kısım	Dış kısım
Model	$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2}$	$y_t = (\phi_1 + \gamma_1) y_{t-1} + (\phi_2 + \gamma_2) y_{t-2}$
Gecikmeli polinom yapısı	$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2)$	$(1 - (\phi_1 + \gamma_1)L - (\phi_2 + \gamma_2)L^2)$
Karakteristik Polinom	$(\lambda^2 - \phi_1 \lambda - \phi_2) = 0$	$(\lambda^2 - (\phi_1 + \gamma_1)\lambda - (\phi_2 + \gamma_2)) = 0$
Kökler	$\lambda_0, \bar{\lambda}_0$	$\lambda_\infty, \bar{\lambda}_\infty$
Ergodiklik		$ \lambda_\infty < 1, \bar{\lambda}_\infty < 1$

Model yapısı *ESTAR*(*p*) yapısının iç ve dış rejimleri için kök özellikleri Tablo 3.'de sunulmuştur.

Tablo 3: *ESTAR*(*p*) yapısı için kök özellikleri

Model rejimlerinin incelenmesi	İç kısım	Dış kısım
Model	$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i}$	$y_t = \sum_{i=1}^p (\phi_i + \gamma_i) y_{t-i}$
Gecikmeli polinom yapısı	$(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i)$	$(1 - \sum_{i=1}^p (\phi_i + \gamma_i) L^i)$
Karakteristik Polinom	$\sum_{i=0}^p \phi_i \lambda^{p-i} = 0$ $\phi_0 = 1$ için	$\sum_{i=0}^p (\phi_i + \gamma_i) \lambda^{p-i} = 0$ $\phi_0 = 1$ ve $\gamma_0 = 1$ için
Kökler	$\lambda_{0,1}, \lambda_{0,2}, \dots, \lambda_{0,p}$	$\lambda_{\infty,1}, \lambda_{\infty,2}, \dots, \lambda_{\infty,p}$

Ergodiklik		$ \check{\lambda}_{\infty,p} < 1$
------------	--	------------------------------------

2.10. DURAĞAN NOKTALARIN VARLIĞI VE KARARLILIKLARI

Durağanlığın saptanmasının bir diğer yolu da yapı için kararlı noktaların bulunmasıdır. Ozaki (1985) çalışmasında eğer bu kararlı noktalar var ise yapının durağan olduğu⁵⁰ kabul edilebilir. *ESTAR* modeli doğrusaldışı otoregresif bir model yapısındadır ve özel durumu nedeniyle; $y_t = G(y_{t-1}, \dots, y_{t-p}; \Lambda) + \varepsilon_t$ halinde yazılabilir. Λ terimi modeldeki parametreleri temsil etmektedir. Burada modelin deterministik kısmı $G(y_{t-1}, \dots, y_{t-p}; \Lambda)$ olmakta ve denkleğini sağlayan $y^* = G(y^*; \Lambda)$ olduğu kabul edilir. Denkliğin yorumlanması için y^* değerine ulaşırsa, y 'nin sonraki gözlemleri aynı zamanda y^* 'nin ilerleyen zaman aralığındaki gözlemleri olacaktır. Bu sayede y^* kendini tekrar eden bir yapı haline gelir.

Eşik değeri $c = 0$ olan *ESTAR*(1) modelini ele alalım;

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \gamma_1 y_{t-1} (1 - e^{-\theta(y_{t-1})^2}) + \varepsilon_t \quad (146)$$

$$y_t = \left(\phi_1 + \gamma_1 (1 - e^{-\theta(y_{t-1})^2}) \right) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{için} \quad (146.1)$$

deterministik kısımları denk olan herhangi bir y^* var ise;

$$y^* = \left(\phi_1 + \gamma_1 - \gamma_1 (e^{-\theta(y^*)^2}) \right) y^* \quad \text{haline ulaşılır.} \quad (146.2)$$

Burada $y^* = 0$ için denkleğin çözümü vardır ve y^* kendini tekrar etmektedir. Çözümün bulunması alternatif olarak model kararlılığı varlığında incelenebilir.

$$0 < \frac{(1 - \phi_1 - \gamma_1)}{-\gamma_1} < 1 \quad \text{model kararlılığı koşulunu vermektedir.}$$

Alt limit değerinin sıfırdan büyük olması negatif değerlerin logaritmasını alınmadığı içindir. Üst limit değerinin de bir olmasının nedeni $\theta(y^*)^2$ değerinin pozitif

⁵⁰ Ozaki Tohru, " 2 Non-linear time series models and dynamical systems", *Handbook of statistics 5*, 1985, s.37-44.

olmasıdır. Eğer $-\theta(y^*)^2$ değeri negatif ise, birden küçük değerlerin logaritmasının eksi olmasından faydalanılır.

$$y^* = \pm \theta^{1/2} \left[-\ln \left(\frac{(1-\phi_1-\gamma_1)}{-\gamma_1} \right)^{1/2} \right] \text{ ile denkleğin varolması koşulu elde edilir.}$$

Model yapısı *ESTAR(2)*'ye genişletilirse;

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + (\gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2})(1 - e^{-\theta(y_{t-1})^2}) + \varepsilon_t \quad (162)$$

$$y_t = (\phi_1 + \gamma_1(1 - e^{-\theta(y_{t-1})^2})) y_{t-1} + (\phi_2 + \gamma_2(1 - e^{-\theta(y_{t-1})^2})) y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (162.1)$$

deterministik kısımları denk olan herhangi bir y^* için;

$$y^* = (\phi_1 + \gamma_1(1 - e^{-\theta(y^*)^2})) y^* + (\phi_2 + \gamma_2(1 - e^{-\theta(y^*)^2})) y^* \text{ elde edilir.} \quad (163)$$

$$y^* = (\omega_1 + \pi_1(e^{-\theta(y^*)^2})) y^* + (\omega_2 + \pi_2(e^{-\theta(y^*)^2})) y^* \quad (163.1)$$

$\omega_1 = \phi_1 + \gamma_1$, $\omega_2 = \phi_2 + \gamma_2$, $\pi_1 = -\gamma_1$ ve $\pi_2 = -\gamma_2$ için;

$0 < \frac{(1-\omega_1-\omega_2)}{\pi_1+\pi_2} < 1$ model kararlılığı koşulunu vermektedir.

$$y^* = \pm \theta^{1/2} \left[-\ln \left(\frac{(1-\omega_1-\omega_2)}{\pi_1+\pi_2} \right)^{1/2} \right] \text{ denklik koşulu varolmaktadır.}$$

Model yapısı *ESTAR(p)*'ye genişletilirse;

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} (1 - e^{-\theta(y_{t-1})^2}) + \varepsilon_t \quad (164)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^p (\phi_i + \gamma_i(1 - e^{-\theta(y_{t-1})^2})) y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (164.1)$$

deterministik kısımları denk herhangi bir y^* için;

$$y^* = \sum_{i=1}^p (\phi_i + \gamma_i(1 - e^{-\theta(y^*)^2})) y^* \text{ için;}$$

$0 < \frac{(1-\sum_{i=1}^p \omega_i)}{\sum_{i=1}^p \pi_i} < 1$ model kararlılığı koşulunu vermektedir.

$$y^* = \pm \theta^{1/2} \left[\ln \left(\frac{(1 - \sum_{i=1}^p \omega_i)}{\sum_{i=1}^p \pi_i} \right)^{1/2} \right] \text{ denklik koşulu varolmaktadır.}$$

2.11. TEKİL NOKTALARIN KARARLILIĞI VE LİMİT DÖNGÜLERİ

Tekil nokta veya denklik koşulları kararlı olmayabilir. Tekil nokta olarak y^* 'nin kararlılığı ancak zamanın $t \rightarrow \infty$ sonsuza yakınsaması ile geçerlidir. Kararsızlık, limit döngüsü oluşturulduğunda, y^* herhangi bir şok etkisinde olsa bile başlangıç koşullarında y_t yakınlarında yeralacaktır. Bu haliyle kararlı bir tekil nokta yerine kararlı limit döngüsü ile yapısı açıklanabilecektir. Bu durum literatürde kaos yapısı olarak adlandırılmaktadır.

Peryod döngüsü limiti r olsun, y_i 'nin $i = 1, 2, \dots, p$ için farklı ancak tekrarlayan değerlerini içersin. r zaman birimleri aralığında tüm bu değerleri yapısında barındırsın. $p = 2$ için y_1 ve y_2 değerleri zaman döngüsü r 'nin içinde $y_{1+r} = y_1$ ve $y_{2+r} = y_2$ içinde yer alacaktır. Bu bilgi altında zaman ilerledikçe serinin genişletilmesi ile $(y_{1+jr}, y_{2+jr}, \dots, y_{p+jr}) = (y_1, y_2, \dots, y_p)$, j bir tamsayı olmak üzere döngü bu değerleri içerecektir. Limit döngüsünün kararlı veya kararsız olması, durağanlık koşulları ile alakalıdır⁵¹.

Özet olarak limit döngülerinin, model yapısında yer alan eşikten sapmalardan daha keskin olması ile sonuçlanmaktadır. Model dahilinde, iç kısım durağandıışı ve dış kısım durağan olarak belirlendiği zaman bu durum oluşmaktadır. Dış kısmın durağan olması kararlı döngü yapısı ile desteklenmektedir. Kararlı döngü yapısının oluşması için zaman geçmesi gerekmektedir. Sistem kararlı hale gelmesi, seçilen y^* için türetilen değerlerin zamanda değişiminin azalmasını gerekmektedir.

2.12. ESTAR MODELLERİ İLE ÖZEL ALANLAR

Ampirik olarak kısıtsız bir *ESTAR* yapısını tanımlamak oldukça güçtür. Yaşanan temel problemler yakınsama ve katsayı tahminlerinin tahminlenen sınırlar içinde yer almasıdır. Kabul edilebilir çözümler bulmak adına, bazı özel durumlar geliştirilmiştir. Bu

⁵¹ Ozaki (1985), çalışmasında 2.1 ve 2.2 önermelerinde durağanlık kısıtlarını açıklamıştır.

özel durumlar kısıtsız modeller için uyum kaybı göstermez, ancak tekrarlı katsayı tahminlemesi üzerine kuruludur. İç ve dış kısımları ayrı ayrı ve beraber kapsayan üç özel durumdan bahsedilir.

Birinci durum; dış kısımda $y_t = \varepsilon_t$ durumudur. Model kısıtı $\gamma_i = -\phi_i$ için sağlanmakta ve $\omega_i = 0$ halini almaktadır. Ancak varolma koşulu $\sum_{i=1}^p \pi_i > 1$ halini alacaktır. Model kısıtı $\gamma_i = -\phi_i$ için; $\sum_{i=1}^p \pi_i = -\sum_{i=1}^p \gamma_i = \sum_{i=1}^p \phi_i > 1$ durumu oluşur. İç kısım otoregresif katsayılarının toplamı birden büyükse, $y^* \neq 0$ için patlayan seri yapısı olarak belirlenecektir. Eğer iç kısımda durağan ise $\sum_{i=1}^p \phi_i < 1$, $y^* = 0$ için *ESTAR* modeli sapmalara göre $y_{t-d} - c$ kurulmalıdır. Bu haliyle sıfır noktası için çözüm $y^* = c$ olacaktır.

İkinci durum; iç kısımda birim kök yapısı $\sum_{i=1}^p \phi_i = 1$ için gözlemlenmesidir. Bu durumda;

$$1 - \sum_{i=1}^p \phi_i = 1 - \sum_{i=1}^p (\phi_i + \gamma_i) = -\sum_{i=1}^p \gamma_i \text{ elde edilecektir.}$$

Ancak dış kısım kökleri için $\sum_{i=1}^p \pi_i = -\sum_{i=1}^p \gamma_i$ olacak ve $(1 - \sum_{i=1}^p \omega_i)(\sum_{i=1}^p \pi_i) = 1$ olacaktır. Sıfırdan farklı herhangi bir çözüm olmadığı için yalnızca $y^* = 0$ sadece denklik durumunu karşılamaktadır. Bu durum başlangıçta kabul edildiği gibi kısıtlı olmaktan uzaklaşmıştır. Bu durumun da çözümü $y^* = c$ olacak şekilde sapmalara bağlı olarak model kurulmalıdır.

Üçüncü durum serinin hem iç hem de dış kısımlarında durağan olmasıdır. *ESTAR* modellerinde; dış kısmın katsayılarının γ_i belirlenmesinde zorluk yaşanmaktadır. Ancak tahminleme değerleri arasında çok büyük bir sapma olmadığı durumu gözlemlenmektedir. Bu nedenle model iç ve dış kısımlar altında incelenmekte ve ampirik olarak daha başarılı sonuçlar elde edilmeye çalışılmaktadır. Tahminleme için en çok kullanılan kısıt dış kısmın beyaz gürültü özelliği taşımasıdır. Benzer şekilde iç kısmın da birim köke sahip olduğu düşünülmektedir. Genelleştirildiğinde $\gamma_i = -\phi_i$ ve iç kısmın durağandıışı olması için $\sum_{i=1}^p \phi_i = 1$ olduğu düşünülür. Bu halde uygulanan genel kısıtlama ise; $\sum_{i=1}^p \gamma_i = -1$ olarak kabul edilir. Dış rejimde durağan yapı sergilemesi için

$\sum_{i=1}^p \gamma_i < 0$ koşulu gerekmekte ancak kısıt altında bu koşul $\sum_{i=1}^p \gamma_i = -\sum_{i=1}^p \phi_i = -1 < 0$ sağlanmaktadır.

2.13. *ESTAR* YAPISININ BELİRLENMESİ

Burada öncelikli problem doğrusal-dışıliğin saptanmasının gerekliliğidir. Temelde baz alınan yöntem Teräsvirta (1994)'nın linear modeller ile *STAR* tipi doğrusal-dışı modellerin karşılaştırılmasına dayanır.

Teräsvirta (1994) yapının belirlenmesi adına uygulanması kolay testler önermektedir. Doğrusal *AR* modellerinin eksik tanımlanmalarına karşın alternatifleri olmak üzere *LSTAR* ve *ESTAR* modelleri karşılaştırılmaktadır. Sözkonusu testler aynı zamanda doğrusaldışı modellerdeki d gecikme parametre parametresinin belirlenmesinde faydalı olmaktadır.

Veri seti için en uygun model yapısının *AR(p)* olarak belirlendiği veya alternatif olarak eksik tanımlanmış olduğu hükmüne ulaşılır. Bu temelde veri üretme mekanizmasının doğrusal veya doğrusal-dışı olduğuna işaret etmektedir.

$$y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (165)$$

Alternatif olarak;

$$y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + (\gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i})E(y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (166)$$

Geçiş fonksiyonu, üssel $E(y_{t-d}) = \theta(y_{t-d})$ veya lojistik fonksiyon kalıbında $E(y_{t-d}) = \psi(y_{t-d})$ olmak üzere *ESTAR* veya *LSTAR* doğrusaldışı yapıları temsil etmektedir. Test problemi birim kök yapısının kontrol edildiği model kalıbı kadar kullanışlı değildir. Buradaki problem, parametrelerin γ_i , ve $E(y_{t-d})$ $i = 0, 1, \dots, p$ geçiş fonksiyonu üzerindeki gecikmelerin belirsiz olması, temel hipoteze bağlı olarak doğrusal koşullarında belirlenememesidir. Teräsvirta (1994), test modellemesi için Taylor seri açılımları kullanılarak, geçiş fonksiyonuna uyarlanmıştır. *ESTAR* model yapısının

belirlenmesine adına Luukkonen ve diğ. (1988)⁵² ile Eitrheim ve Teräsivirta (1996)⁵³ testlerine de bakılabilir.

Taylor serileri açılımı ile uyarlanmış seri için uyarlanan model;

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + \varepsilon_t \quad \text{haline gelir.} \quad (167)$$

Model yapısına bu haliyle karar verilebilir.

Model yapısında; lojistik geçiş fonksiyonunu üçüncü dereceden Taylor serileri açılımı ile üssel geçiş fonksiyonunun birinci dereceden Taylor serileri açılımını kapsamaktadır. Parametre katsayıları dizisinde β_{ij} , $j = 1, 2, \dots, p$ notasyonunu belirlenen i için içermektedir. Daha sonraki kullanımlar için y_{t-d}^4 içeren düzeltilmiş yardımcı regresyon da aşağıdaki şekilde gibidir.

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_{5j} y_{t-j} y_{t-d}^4 + \varepsilon_t \quad (168)$$

Oluşturulan bu yapay regresyon için birinci kısımda doğrusal $AR(p)$ modeli yer almaktadır. Modele farklı derecelerden değişken eklenerek *ESTAR* modelinin doğrusal dışı kısmı gibi davranması sağlanır. Eklenen terimin istatistiksel anlamlılığı yok ise, $AR(p)$ modeli eksik tanımlanmamıştır. Yardımcı regresyon modelleri için $d \leq p$ olduğu kabul edilmektedir. Modelde p adet gecikme olduğu için etkili gözlemlerden ilki $p + 1$ olacak ve etkili gözlem aralığı ise $\tilde{T} = T - p$ olarak kabul edilir. Buradaki etkin gözlem setini ($S1'$ den $S4'$ e) dört farklı önerme altında farklı model yapıları için irdelenebilir.

$S1$: Birinci önermede, tüm test yapısı olarak; temel hipotez olarak doğrusal modeli ve alternatif olarak *STAR* formunda doğrusal-dışılığı öne sürdüğü karar kriteri oluşturulabilir. Alternatif hipotez için kabul edilen parametre katsayılarından en az bir tanesinin sıfırdan farklı olması doğrusal-dışılığı gösterecektir.

⁵² Luukkonen Ritva, Pentti Saikkonen, Timo Teräsivirta, "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika*, 75.3, 1988, s.494-496.

⁵³ Eitrheim Øyvind, Timo Teräsivirta, "Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models", *Journal of Econometrics*, 74.1, 1996, s.61-70.

$H_0: \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0$ Temel hipotez

$H_A: \beta_{2j} \neq 0, \beta_{3j} \neq 0, \beta_{4j} \neq 0$ Alternatif hipotez

Önerilen test istatistiği Lagrange Çarpanı presibine dayanmaktadır.

$LM_1 = \left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{\hat{\sigma}^2} \right)$ için $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS_R}{\hat{T}}$ standart hata için hesaplanır.

RSS_R kısıtlanmış model için hata kareleri toplamı ile $AR(p)$ modeli açıklayıcılığına atfedilir. RSS_{UR} ise kısıtlanmamış model için hata kareleri toplamı ile doğrusal-dışı değişkenler eklenince modelin açıklayıcılığını belirler. Bu durumda test istatistiği LM_1 dağılımı kıkare dağılımına uygun ve $3p$ serbestlik derecesine $\chi^2(3p)$ sahip olacaktır. Bununla beraber test, serbestlik derecesine uygun bir şekilde F testine standartize edilebilir. Standartize edilmiş F testi için test istatistiği;

$F_1 = \left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{\hat{\sigma}^2} \right) \left(\frac{\hat{T} - (4p + 1)}{3p} \right)$ haline gelir. \hat{T} etkili gözlem aralığı için, test istatistiği $F(3p, \hat{T} - (4p + 1))$ dağılımına yakınsayacaktır. Testin mekanizması değişmeyecek kısıtlı model ile kısıtlanmamış model arasında seçim yapılacaktır. Her iki durumda da uygulanan istatistiksel test, eksik tanımlamayı aydınlatmak için kullanılmaktadır. Modelin eksik tanımlanma durumu doğrusal-dışı $STAR$ yapısına sahip olması gerektiği hakkında bilgi verecektir. Test istatistiği modele sorulan soru veya incelenen temel hipotez için değiştirilebilir ve bu yüzden farklı testler de türetilmiştir. İzleyen testler ise değişkenlerin tanımlaması üzerine rehberlik etmektedirler.

S2: İkinci önermede, eğer S1 önermesindeki H_0 reddedilir ise; β_{4j} katsayısının sıfır olma eşit veya farklı olma durumu incelenmelidir.

$H_{01}: \beta_{4j} = 0$, tüm j için oluşturulan temel hipotez

$H_{A1}: \beta_{4j} \neq 0$ bazı j için oluşturulan alternatif hipotez

İlerleyen test istatistiği için, F_2 testi dahilinde, S1'de uygulanan F_1 için aynı RSS_{UR} kısıtlanmamış modelin hata kareleri toplamı kullanılacaktır. Ancak kısıtlanmış

modelin hata kareleri toplamı RSS_R modelin $\beta_{4j} = 0$ olmak üzere elde edilecektir. Test istatistiği;

$$F_2 = \left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{\hat{\sigma}^2} \right) \left(\frac{\hat{T} - (4p + 1)}{p} \right) \text{ şeklinde elde edilecektir.}$$

Burada elde edilen $F_2 \sim F(p, \hat{T} - (4p + 1))$ dağılımına yakınsamaktadır.

S3: Üçüncü önermede, $\beta_{4j} = 0$ koşulu değerlendirildikten sonra, β_{3j} durumunun sorgulanması gerekmektedir. Oluşturulan regresyon için $|\beta_{4j}| = 0$ için sözkonusu katsayının modelden dışlanması kabul edilmelidir.

$H_{02}: \beta_{3j} = 0, \beta_{4j} = 0$, tüm j için oluşturulan temel hipotez

$H_{A2}: \beta_{3j} \neq 0, \beta_{4j} = 0$ bazı j için oluşturulan alternatif hipotez

Oluşturulan F_3 testi için kullanılacak kısıtlanmış modelin hata kareleri toplamı RSS_R , bir önceki önermede kullanılan F_2 testinde kullanılan değerden farklıdır. Çünkü model kısıtı genişletilmiş ve $\beta_{3j} = 0, \beta_{4j} = 0$ koşulunda oluşturulmuştur. Bu haliyle test istatistiği $F_3 \sim F(p, \hat{T} - (3p + 1))$ yapısında dağılım sergileyecektir. Test istatistiği ise;

$$F_3 = \left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{\hat{\sigma}^2} \right) \left(\frac{\hat{T} - (3p + 1)}{p} \right) \text{ halini alacaktır.}$$

S4: Dördüncü önermede, $\beta_{3j} = 0, \beta_{4j} = 0$ koşulu için son olarak, β_{2j} parametre katsayısının incelenmesi gerekmektedir. Regresyon modelinde $|\beta_{3j}, \beta_{4j}| = 0$ koşulu altında, ve katsayıların ait oldukları parametreleri dışlayarak kurulmalıdır.

$H_{03}: \beta_{2j} = 0, \beta_{3j} = 0, \beta_{4j} = 0$, tüm j için oluşturulan temel hipotez

$H_{A3}: \beta_{2j} \neq 0, \beta_{3j} \neq 0, \beta_{4j} = 0$ bazı j için oluşturulan alternatif hipotez

Oluşturulan F_4 testi için kısıtlanmamış modelin hata kareleri RSS_{UR} , bir önceki önermede yer alan değer ile aynıdır. Ancak kısıt koşulu daha da genişlediği için, kısıtlanmış modelin hata kareleri toplamı RSS_R değişecek ve $|\beta_{2j}, \beta_{3j}, \beta_{4j}| = 0$ altında

elde edilecektir. Test istatistiği $F_4 \sim F(p, \hat{T} - (2p + 1))$ dağılımına yakınsamaktadır. Test istatistiği ise;

$$F_4 = \left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{\hat{\sigma}^2} \right) \left(\frac{\hat{T} - (2p + 1)}{p} \right) \text{ halinde hesaplanacaktır.}$$

Doğrusallığın test edilmesi için S1 önermesinde H_0 temel hipotezinin F_1 ile reddedilmesi gereklidir. Bu halde serinin doğrusal-dışı *ESTAR* veya *LSTAR* model yapısına uygun olabileceği düşünülür. Burada düzeltme fonksiyonlarının *ESTAR* modeli için $E(y_{t-d}) = \theta(y_{t-d}) = (1 - e^{-\theta(y_{t-d}-c)^2})$ ve *LSTAR* modeli içinse $E(y_{t-d}) = \psi(y_{t-d}) = (1 - e^{-\psi(y_{t-d}-c)^{-1}})$ olduğu unutulmamalıdır. Amaçlanan bu önermeleri beraber kullanarak yapının model yapısının açıklanmasını sağlamaktır.

Teräsvirta (1994) kural olarak: H_{01} ve H_{03} güçlü bir şekilde reddediliyor ve testin olasılık değeri ($p - \text{değeri}$) H_{02} 'den küçük ise model yapısı olarak *LSTAR* olduğunu kabul etmektedir. H_{02} güçlü bir şekilde reddediliyor ve testin olasılık değeri ($p - \text{değeri}$), H_{01} ve H_{03} elde edilenden daha küçük ise model yapısı olarak *ESTAR* olduğunu kabul etmektedir. Parametre setinin katsayılarının işaretleri için, $\beta_2 = \{\beta_{2j}\}$, $\beta_3 = \{\beta_{3j}\}$ ve $\beta_4 = \{\beta_{4j}\}$ genelleştirilir. Bu genelleştirme altında, *ESTAR* model kalıbı için; $c = 0$ ve $\gamma_0 = 0$ için $\beta_4 \neq 0$, $\beta_3 = 0$ oluşacaktır. Aksi halde $\beta_3 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$ halini alacaktır. *ESTAR* model kalıbı için ise; $c = 0$ ve $\gamma_0 = 0$ için $\beta_4 = 0$, $\beta_3 \neq 0$ ve $\beta_2 = 0$ oluşacaktır. Aksi halde $\beta_2 \neq 0$ halini alacaktır.

Uygulamada model yapısını belirlerken, yukarıda verilen metodolojiyi, değişmez ve mutlak bir karar mekanizması yerine bir rehber niteliğinde kullanabiliriz. Genel olarak incelendiğinde sadece H_0 temel hipotezinin reddedilmesi bile yapının doğrusal-dışı modellerle açıklanabileceğini göstermektedir. Bununla beraber tüm H_{01}, H_{02}, H_{03} temel hipotezleri reddediliyor ve olasılık değerleri ($p - \text{değeri}$) birbirlerine yakın ise *LSTAR* ve *ESTAR* modellerinin ikisi birden tahminlenmelidir.

Bununla beraber Teräsvirta (1994), H_0 temel hipotezini kullanarak d gecikme parametresinin saptanabileceğini ayrıca belirtmektedir. Pratikte kolaylık olması adına $d = 1$ olarak seçilmekte ancak model yapısına uygun ve $d > p$ olmak üzere daha uygun bir gecikme derecesi seçilebilir. Ancak burada dikkat edilmesi gereken seçilen

maksimum gecikme sayısının yeterli olmasıdır. Amaçlanan H_0 temel hipotezini F_1 testini kullanarak, aday değerler içinden gecikme parametresini d seçerek, olasılık değerleri ($p - değeri$)'yi minimize etmektir.

Escrignano-Jorda (2001)⁵⁴ testinde, Teräsvirta (1994) kullanılan regresyona y_{t-d}^4 bağımlı değişkenin dördüncü dereceden üsse sahip uyarılma fonksiyonunun değişkeni eklenmektedir. Bu terimin eklenmesinin sebebi olarak: *ESTAR* modelleri için kullanılan birinci dereceden Taylor açılımının, asimetrik *ESTAR* yapısında yer alabilen iki adet çekim noktasını (eşik noktasını) açıklayamamasıdır. Bu nedenle İkinci dereceden Taylor açılımını eklemek ve model yapısının açıklayıcı olması adına terim modele eklenmiştir. Bu durumda yardımcı regresyon modeli;

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_{5j} y_{t-j} y_{t-d}^4 + \varepsilon_t \text{ halini alacaktır.} \quad (169)$$

Teräsvirta (1994) öne sürdüğü modelden farklılaşacaktır. Bu haliyle model yapısının doğrusal veya doğrusaldışı olduğunu belirlemek için kurulan hipotez;

$$H_0^{EJ}: \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = \beta_{5j} = 0 \text{ tüm } j \text{ için oluşturulan temel hipotez}$$

$$H_A^{EJ}: \beta_{2j} \neq 0, \beta_{3j} \neq 0, \beta_{4j} \neq 0, \beta_{5j} \neq 0 \text{ bazı } j \text{ için oluşturulan alternatif hipotez}$$

Test istatistiği $F_{EJ} \sim F(4p, \hat{T} - (5p + 1))$ dağılımına yakınsamaktadır. F-testi için elde edilecek değer; $F_{EJ} = \left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{\hat{\sigma}^2} \right) \left(\frac{\hat{T} - (5p + 1)}{4p} \right)$ şeklinde hesaplanacaktır.

Burada kısıtlanmış ve kısıtlanmamış modelin hata terimleri kareleri toplamı dikkate alınacak ancak RSS_{UR} Taylor serisinin ikinci dereceden açılımını içeren modelden yapısının tahminlenmesiyle elde edilmelidir. Hipotezin istatistiksel açıdan değerlendirilmesiyle, serinin doğrusal veya doğrusal-dışı yapıda olabileceğine işaret edecektir. $\gamma_0 = c = 0$ koşulu kabul edildiğinde, model parametrelerinin katsayıları $\beta_{2j}, \beta_{3j}, \beta_{4j}, \beta_{5j}$ alacağı değerler belirlenmelidir. Model yapısı için y_{t-d} 'nin üssü çift olanlar parametrelerin katsayıları sıfır ise, model yapısı *LSTAR* olarak kabul

⁵⁴ Escrignano Alvaro, Oscar Jordá, 2001, op.cit., s.199-200.

edilmektedir. Tam tersi için y_{t-d} 'nin üssü tek olan parametrelerin katsayıları sıfır ise, model yapısı *ESTAR* olarak kabul edilebilecektir. Hipotez yapıları için; $H_0^{EJ,o}$ (üssü tek sayı karakterinde olan parametreler için) reddedilmesi *ESTAR* yapısını, $H_0^{EJ,e}$ (üssü çift sayı karakterinde olan parametreler için) reddedilmesi *LSTAR* yapısını işaret etmektedir.

$H_0^{EJ,o}: \beta_{3j} = \beta_{5j} = 0$ tüm j için oluşturulan temel hipotez

$H_A^{EJ,o}: \beta_{3j} \neq 0, \beta_{5j} \neq 0$ bazı j için oluşturulan alternatif hipotez

$H_0^{EJ,e}: \beta_{2j} = \beta_{4j} = 0$ tüm j için oluşturulan temel hipotez

$H_A^{EJ,e}: \beta_{2j} \neq 0, \beta_{4j} \neq 0$ bazı j için oluşturulan alternatif hipotez

Bu halde Escribano-Jorda (2001), karar mekanizması olarak; $H_0^{EJ,o}$ hipotezinin olasılık değeri ($p - değeri$)'ni minimize ediyorsa, *ESTAR* model yapısını tercih etmeyi uygun görmektedir. Benzer şekilde $H_0^{EJ,e}$ hipotezinin olasılık değeri ($p - değeri$)'yi minimize ediyorsa, *LSTAR* model yapısını tercih etmektedir.

İki test yapısı güçleri bakımından karşılaştırıldığında Escribano-Jorda (2001), Teräsvirta (1994)'e göre daha güçlüdür. Ancak Escribano-Jorda (2001) karar mekanizması için *ESTAR* model yapısı için β_{2j}, β_{4j} dışlanarak testin gücü $H_0^{EJ,o} : \beta_{3j} = \beta_{5j} = 0$ tekrar oluşturulan hipotezin reddi ile arttırılabilir. *LSTAR* model yapısında ise β_{3j}, β_{5j} dışlanarak testin gücü $H_0^{EJ,e} : \beta_{2j} = \beta_{4j} = 0$ tekrar oluşturulan hipotezin reddi ile arttırılabilir. Bu haliyle $\gamma_0 = c = 0$ koşuluna uygun olmadığı durumlar altında, Escribano-Jorda (2001)'nin öne sürdüğü karar mekanizması daha güçlü olmaktadır. Skalin ve Teräsvirta (1999)⁵⁵, doğrusal-dışı model yapısının, doğrusal bir model yapısı üzerinde üzerinde düzeltici olarak rol oynamadığı gözlemlenmektedir. Model yapısı doğrusal ise karakterinin korunduğunu, doğrusal-dışı model yapısında ise karakterinin bozunmadığına işaret etmektedir.

⁵⁵ Skalin Joakim, Timo Teräsvirta, "Another look at Swedish business cycles, 1861–1988." *Journal of Applied Econometrics*, 14.4, 1999, s.362-364.

Chen (2003)⁵⁶, doğrusal-dışı model yapısının belirlenebilmesi için alternatif bir test yapısı daha önermektedir. Test mekanizması, Chen ve Kuan (2002)⁵⁷'ya dayandırılmış ve Wooldridge (1990)⁵⁸ ile ilişkilendirilmiştir. Temel olarak iki rakip *STAR* model yapısı arasında seçim yapmaya yaramaktadır. Tüm *STAR* model yapısı ailesini kapsadığı için uygulanabilirliği çok daha geniştir. Fakat, *LSTAR* ve *ESTAR* yapısı birbirinden farklı olduğu halde, modellerin birbirinden ayrılarak tanımlanması, terimlerin model içinde yuvalanmama sorunudur. Özetlendiğinde, test kriteri, olarak doğrusal ancak yuvalanmamış model yapıları üzerinde çalışmaktadır. Mizon ve Richard (1986)⁵⁹ ve Chen (2003) gibi çalışmaları da kapsayıcı bir yaklaşım olarak, uygulamada *PSE* (pseudo-score: yarılanmış skor) kullanılabilir. Teräsvirta (1994)'ün belirlediği belirsizlikten kaçınmanın maliyeti açısından test mekaniği oluşturulmuş ve daha geniş bir model belirleme skalasına sahiptir. Bunun yanında *CME* (conditional mean encompassing: koşullu ortalama kapsayıcılığı) testi de Wooldridge (1990) tarafından önerilmektedir. İki testin temel noktası; temel hipotez için oluşturulan modelden elde edilen hata terimlerinin, alternatif modelin regresörlerine (X) ortogonal yapıda olması ve aynı zamanda temel hipotezi oluşturan modelin değişkenlerine (Z) aynı şekilde ortogonal olması istenir. Eğer açıklayıcı değişkenler kümesi ile temel hipotezi oluşturan modelin hata terimleri $(X, Z)'\hat{u}_W$ için elde edilen değer sıfıra yakın ise, M_Z 'nin (alternatif model üzerindeki hata terimleri dizisi), M_W (temel model üzerindeki hata terimleri dizisi) üzerine etkisi bulunmadığı kabul edilir. Temel hipotezin kurulduğu model ile alternatif model arasında açıklayıcılığı arttırıcı hiçbir etki bulunmadığı kabul edilir. M_W bu durumda M_Z 'yi kapsamaktadır.

$(X, Z)'\hat{u}_W$ değerinin artması seçilen model yapıları arasında farklılık bulunduğuna işaret etmektedir. $(Z'\hat{u}_W) = \hat{\delta}_W$ temel yapıda $\hat{\delta}_W = 0$ koşulu altında kabul edilmiştir. Bu halde test istatistiği standart Wald testi yapısına uygun olarak;

⁵⁶ Chen H., "Simultaneous measurements of non-linear coefficient, zero-dispersion wavelength and chromatic dispersion in dispersion-shifted fibers by four-wave mixing", *Optics communications*, 220.4-6, 2003, s.332-334.

⁵⁷ Chen Yi-Ting, Chung-Ming Kuan, 2002, op.cit., s.566-570.

⁵⁸ Wooldridge Jeffrey M., "A unified approach to robust, regression-based specification tests", *Econometric Theory*, 6.1, 1990, s.36-38.

⁵⁹ Mizon Grayham E., Jean-Francois Richard, "The encompassing principle and its application to testing non-nested hypotheses", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1986, s.661-671.

$CSE_{z|w} = \hat{\delta}'_w (Var(\hat{\delta}_w))^{-1} \hat{\delta}_w$ olarak belirlenecektir. $Var(\hat{\delta}_w) = \hat{\delta}_w^2 Z' P_w Z$ ve $\hat{\delta}_w^2 = \hat{u}'_w \hat{u}_w / T$ için; $CSE_{z|w}$ asimptotik olarak $\chi^2(k_2)$ dağılımına uygundur. M_z ve M_w yerleri değiştirilerek de $CSE_{w|z}$ kullanımı mümkündür⁶⁰.

CME ve *PSE* testleri; basitliği ve kullanımı için hiçbir önbilgiye sahip olmayı gerektirmediğinden önem kazanmaktadır. *LSTAR* ve *ESTAR* bazında model yapılarını ayırabildiği gibi farklı model kalıpları için de kullanılabilir. Temel ve alternatif modeller yuvalanmış model yapısında değildir. Bu durum model farklılıklarını eksik parametre bulundurma sorunundan daha geniş bir boyuta getirmektedir. Bunun yanında testlerin doğrusal yapı altında kurulması çözümlene ve değerlendirme avantajı da sağlamaktadır.

Bir diğer durum da model yapısı doğrusal dışı ve yuvalanmamış olarak belirlemektir. Bu durum iki temel yöntemi içermektedir. Birincisi Taylor seri açılımını dikkate alan (*TSE*) doğrusallaştırma, ikincisi ise kısıtlanmış model yapısı altında doğrusal-dışı modelin tahmin edilmesidir. Doğrusallaştırma ile doğrusal-dışı bir modelin *Gauss* – *Newton* metodu ile tahminlenmesine izin veren bir yöntemdir. Temel niteliği doğrusallaştırmaya direkt olarak izin vermektense, doğrusal-dışı bir rutin kullanarak en iyi çözümü bulmaya çalışır. Amemiya (1985) ve Greene (2011)⁶¹ bu çözüm yöntemini açıklamaktadır.

Doğrusal-dışı modelin, $y_t = G_t(X_t, \beta) + \varepsilon_t$ olduğu düşünölsün. Tüm açıklayıcı parametre katsayıları için β_k^0 için $k = 1, 2, \dots, K$ sadece birinci derece Taylor serileri açılımını dikkate alınsın. Parametre katsayıları $\beta^0 = (\beta_1^0, \beta_2^0, \dots, \beta_K^0)'$ şeklinde gösterilsin.

$$G_t(X_t, \beta) = G_t(X_t, \beta^0) + \sum_{k=1}^K \frac{\partial G_t(X_t, \beta)}{\partial \beta_k | \beta^0} (\beta_k - \beta_k^0) + R \quad (170)$$

$$G_t(X_t, \beta) \approx G_t(X_t, \beta^0) - \sum_{k=1}^K \frac{\partial G_t(X_t, \beta)}{\partial \beta_k | \beta^0} \beta_k^0 + \sum_{k=1}^K \frac{\partial G_t(X_t, \beta)}{\partial \beta_k | \beta^0} \beta_k$$

⁶⁰ Amemiya Takeshi, *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, 1985, s.249-252.

⁶¹ Greene W. H., *Econometric Analysis*, 7th ed., Prentice Hall, 2011, s.240-243.

Dikkate alınması gereken, doğrusal/doğrusal-dışı yapıyı belirlemeye yarayan bu testlerde durağandırlılık kısıtı üzerinde hiç durulmadığıdır. Şimdiye kadar incelenen model yapılarının durağan oldukları gizil olarak kabul edilmiştir. Durağandırlığı dikkate alan test yapısı olarak Harvey ve Leybourne (2007)⁶² ve bu test yapısı üzerinden geliştirilen Harvey ve diğ. (2008)⁶³ testidir. Sonlu örneklerde daha uygun güç ve boyut özelliklerine sahip olduğu için Harvey ve diğ. (2008) testi üzerinde durulacaktır.

Test yapısı (W_λ), hem durağanlığı (W_S), hem de durağandırlığı (W_U) dikkate alarak her iki varsayım altında elde edilen test istatistiklerinin ağırlıklı ortalamasına dayanmaktadır. Ağırlıklı ortalamayı hesaplanmasına yarayan tartı değeri (λ) ise; birim kök istatistiği (U) ile durağanlık test istatistiği (S) değişkenleri tarafından; $\lambda(U, S) = \exp\left(-g\left(\frac{U}{S}\right)^2\right)$ belirlenmektedir⁶⁴. Seri durağan ise; $\left(\frac{U}{S}\right)^2$ değeri sıfırdan uzaklaşacak ve tartının λ sıfıra doğru yaklaşmasına sebep olacaktır. Tam tersi seri durağandırlı ise; $\left(\frac{U}{S}\right)^2$ değeri sıfıra yaklaşacak ve tartının λ bire doğru yönelimi gerçekleşecektir.

Doğrusal olmayan yapı altında birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulanan durağan bir zaman serisi (y_t),

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \text{ halini alacaktır.} \quad (171)$$

Burada doğrusallığın kabulü için ($H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0$) temel hipotezinin sınanması gereklidir. Yapı için alternatif hipotez ($H_1: \beta_2 \neq 0$ veya $\beta_3 \neq 0$) şelini alır. Durağan serinin birinci dereceden Taylor dönüşümü ile *ESTAR* ve *LSTAR* model uzantıları elde edilmiş olacaktır. Bu haliyle $\beta_3 \neq 0$ kısıtının kabul edilmesi, doğrusal-dışı yapının *ESTAR* ve $\beta_2 \neq 0$ kısıtının kabul edilmesi ise $\beta_2 \neq 0$ kısıtının kabul edilmesi doğrusal-dışı yapının *LSTAR* olarak belirlenmesini sağlayacaktır. Bu haliyle test istatistiği;

Kısıtlı modelden elde edilen hata terimleri kareleri toplamı (RSS_R) ve kısıtsız modelden elde edilen hata terimleri kareleri toplamı (RSS_{UR}) için *WALD* istatistiği elde

⁶² Harvey David I., Stephen J. Leybourne, "Testing for time series linearity", *The Econometrics Journal*, 10.1, 2007, s.152-159.

⁶³ Harvey David I., Stephen J. Leybourne, Bin Xiao, "A powerful test for linearity when the order of integration is unknown", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12.3, 2008, s.5-10.

⁶⁴ Denklemde yer alan sabit g değerinin, Harvey ve diğ. (2008) tarafından 0.1 olarak alınması gerektiği belirtilmiştir.

edilecektir. Elde edilen test istatistiği (W_S) 2 serbestlik derecesine sahip Ki-kare dağılımına uygunluk göstermektedir. $W_S = T \left(\frac{RSS_{R,S}}{RSS_{UR,S}} - 1 \right)$ durağanlık koşulu altında elde edilmektedir.

Benzer şekilde durağan-dışılık koşulu altında serinin farkları üzerine birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulanır ise; $\Delta y_t = \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \alpha_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t$ yapısı elde edilecektir. durağan koşul ile benzer şekilde temel hipotez altında ($H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = 0$) doğrusallık sınanmaktadır. Kısıtlı ve kısıtsız modelden elde edilen hata terimlerinin oranlanması sonucu $W_U = T \left(\frac{RSS_{R,U}}{RSS_{UR,U}} - 1 \right)$ elde edilmektedir. İki koşul altında da elde edilen istatistiklerin ağırlıklı ortalaması ise $W_\lambda = (1 - \lambda)W_S + \lambda W_U$ şeklinde elde edilmektedir.

Bu haliyle serinin durağan olması ise durağan kısımdan gelen *WALD* istatistiği ağırlıklı toplam değerinden eldesinde önem kazanacaktır. Ters durumda ise durağan-dışı kısımdan gelen kısmın önemi artacak ve değer belirlenmesine sebep olacaktır.

Çalışmanın ampirik uygulama kısmında Teräsvirta (1994) ve Harvey ve diğ. (2008) doğrusallık testleri uygulanmış ve serinin yapısına karar verilmiştir.

2.14. İKTİSADİ ZAMAN SERİLERİ AÇISINDAN *ESTAR* MODELİ

Standart doğrusal *ARMA* çerçevesince birim kök tespiti uygulamacılar açısından bazı durumlarda tatminsizlik yaratmaktadır. Bu durumun nedenlerinden biri de, veri üretme sürecinin doğrusal yapı dışına çıkmasıdır. Bu tipte bir inceleme gerçekleştiğinde belli başlı sorunlar yaratmaktadır. O halde doğrusal dışı yapıya sahip süreçler doğrusal metodoloji altında incelenmemelidir.

Sorunlardan biri; incelenen değişkenin durağanlığı açısından elde edilen durumun, iktisadi teori ile çatışabilmesidir. Örneğin uzun dönem satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu kur rejimleri doğrusallık varsayımı altında incelendiğinde, seriler özellikleri bakımından pariteye aykırı davrandığı şekilde sonuçlara ulaşılabilir.

Taylor ve diğ. (2001)⁶⁵ çalışmasında uluslararası para piyasaları için çapraz kur değerleri ile satınalma gücü paritesi (*PPP*) altında değerlendirmiş ve iktisadi teori ile çatışan sonuçlar bulmuştur. Sorunlardan bir diğeri ise, durağanlığın teorik olarak tahmini ile bağdaşmayan uygulama sonuçları bu karmaşaya neden olmaktadır. Daha önceki bölümde değinilen yapısal kırılma olgusu sonucu serinin rejiminin değişmesi bunun ana nedenidir. Örneğin; uygulamada elde edilen standart *DF* testlerinin, birim kök için oluşturulan sıfır hipotezini reddedilememesi durumu olarak karşımıza çıkmaktadır. Bir diğere sorun ise, özellikle makro finansal seriler için serinin ortalamaya dönüş özelliğinin ihlal edilmesidir. Bu durum özellikle reel faiz oranları gibi doğrusal-dışı özellik sergileyen serilerde gözlemlenen birim kök davranışının açıklanmasını güçleştirmektedir. Rose (1988)⁶⁶; Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli (*CAPM*) teorisi altında incelenen bazı piyasa indikatörlerinin getiri serileri için doğrusal yöntemlerin yeterince açıklayıcı olmadığını belirtmektedir. Bunun gibi pek çok durum, varlıkların yapısını incelenmeyi güçleştirmekte ve özellikle durağanlıkları hakkında verilen karara gölge düşürmektedir.

Edison ve Klovland (1987)⁶⁷ gibi bazı araştırmacılar bu tür sorunlar ile farklı şekillerde başa çıkmaya çalışmışlardır. Çalışmalarında elde ettikleri test sonuçlarına göre ekonomik teoriyi tekrardan şekillendirmişlerdir. Satınalma Gücü Paritesinin uzun dönem için homojenliğe ulaşılacağı sonucuna ulaşmışlardır. Seriler için rejim değişiklikleriyle karşılaşabileceğini ve bunun da kalıcı hareketler anlamına geldiğini belirtmektedirler. “Genel denge” şoklarının düzeltilerek, birim kök yapısının reel döviz kurlarında reddedilmesine ve Satınalma Gücü Paritesi hipotezine destek olacağını belirtmişlerdir. Özetlendiğinde, elde edilen sonuçlar altında iktisadi teorinin tekrar formüle edilmesini önermişlerdir. Ancak burada yapılması gereken iktisadi teorinin gözden geçirilmesi değil kullanılan araçların iyileştirilmesi olmalıdır.

⁶⁵ Taylor Mark P., David A. Peel, Lucio Sarno, "Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: toward a solution to the purchasing power parity puzzles", *International economic review*, 42.4, 2001, s.1023-1026.

⁶⁶ Rose Andrew K., "Is the real interest rate stable?", *The Journal of Finance*, 43.5, 1988, s.1107-1111.

⁶⁷ Edison Hali J., Jan Tore Klovland, "A quantitative reassessment of the purchasing power parity hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom", *Journal of Applied Econometrics*, 2.4, 1987, s.310-311.

Bu sorunla başa çıkmak adına bazı araştırmacılar ise artan bir şekilde birim kök testlerinin test edilmesi için alternatif yollar bulmayı amaçlamaktadır. Bu durum kullanılmakta olan birim kök test ailesinin kalabalıklaştığını ve test sayısında meydana gelen artışın da devam edeceğine işaret etmektedir. Bu ilerlemede literatürün iki şekilde dallandığı görülmektedir. Birincisi panel veri kullanımı ile standart birim kök testlerinin gücünün arttırılabilmesidir. Yatay ve dikey kesit altında daha fazla bilgi kullanımı ile birim kök testlerinin gücünü arttırdığı düşünülebilir. Bununla beraber birim kök yapısının çözümlenmesi adına gücün arttırılması açısından panel birim kök testlerinin kullanılmamasını faydasız olduğu açısından önermemektedirler. Bu yüzden veri yapısının daha net bir şekilde ortaya konabilmesi için panel birim kök testlerinin kullanımını tartışmayı burada bırakıyoruz.

İkincisi ise *AR* ve *ARMA* yapısı için alternatif yapılar kullanmaktır. Bu alternatif yollar için kısmi bütünleşik (fractional integration) model yapısının kullanılması⁶⁸ ve doğrusal olmayan dinamik geçiş yapılarını (nonlinear transition dynamics) dikkate alan⁶⁹ model yapısının kullanılmasıdır. Ancak iki model yapısı da araştırmacıları doğrusal zaman serileri yapısından uzaklaştırmaktadır. Doğrusal model yapısına yapılan eklentiler ile de standart birim kök testlerinin gücü çok fazla artış göstermemektedir. Balke ve Fomby (1997), eşikli eşbütünleşme altında⁷⁰; doğrusallığı ve durağan-dışılığı birleştiren birleşik bir analiz oluşturmuşlardır. Özellikle eşikli otoregresif modellerde üç rejimli yapılar için elde edilen Monte Carlo simülasyon sonuçları altında, eşik parametresi eklenmiş standart Dickey-Fuller test gücünün oldukça düşük olduğu sonucuna varmışlardır⁷¹. Son olarak pekçok çalışmada⁷², doğrusal-dışılık ve durağan-dışılık arasındaki etkileşim artan bir ilgiyle incelenmektedir.

⁶⁸ Mills Terence C., "Is there long-term memory in UK stock returns?", *Applied Financial Economics*, 3.4, 1993, s.303-306.

⁶⁹ Pesaran M. Hashem, Simon M. Potter, "A floor and ceiling model of US output", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21.4-5, 1997, s.687-692.

⁷⁰ Balke Nathan S., Thomas B. Fomby, "Threshold cointegration", *International economic review*, 1997, s.630-633.

⁷¹ Pippenger Michael K., Gregory E. Goering, "Practitioners corner: A note on the empirical power of unit root tests under threshold processes", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55.4, 1993, s.478-481.

⁷² (Ender ve Granger, 1998), (Berben ve Van Dijk, 1999), (Caner ve Hansen, 2001), (Lo ve Zivot, 2001) ve benzeri çalışmalarda sözkonusu etkileşimin üzerinde durulmaktadır.

Doğrusal-dışılığın dikkate alınması ile *STAR* model ailesine dikkat çekmiştir⁷³. Sercu ve diğ. (1995)⁷⁴ reel parite oranları üzerinde işlem maliyetleri nedeniyle Satınalma Gücü Paritesi için doğrusal olmayan bir düzeltmeye ihtiyaç duyulduğunu belirtmektedir. Micheal ve diğ. (1997)⁷⁵, *STAR* doğrusal-dışılığın etkisi dikkate alınmadığında uygulanan eşbütünleşme ve birim kök testlerinin, uzun dönemde Satınalma gücü paritesi hipotezi için elde edilecek sonuçları tutarsız olabileceği konusunda savunmuşlardır. Balke ve Fomby (1997), Pipenger ve Goering (1993) ile Taylor (2001) geleneksel birim kök testleri için doğrusal-dışı alternatiflerine karşın güçlerinin zayıf olduğunu yaptıkları denemeler ile belirtmişlerdir.

Bir diğer önemli husus; doğrusal-dışılığın yanında zaman serilerinin uzun dönem denge değerine yöneliminin simetrik veya asimetrik olarak gözlemlenmesidir. Bu yönelimin simetrik olmaması da doğrusal-dışılık gibi serinin özelliklerinin eksik veya hatalı tanımlanmasına yol açmaktadır. İlk defa Neftci (1984)⁷⁶, ABD'deki işsizlik önlemlerinin asimetrik yönelim gösterdiğini belirtmiştir. Fakat Falk (1986)⁷⁷, Neftci'nin yöntemini reel ABD gayri safi milli hasıla, yatırım ve verimlilik değerleri ile birçok ülkedeki endüstriyel üretime uygulamış asimetrik yönelimi güçlü bir şekilde gözlemleyememiştir. Teräsvirta ve Anderson (1992)⁷⁸, 13 ülkedeki sınai üretim verilerinin asimetrik bilgi altında yönlendiğini; olumsuz şoklara karşı olumlu şoklara karşı daha sert tepki verdiğini bulmuştur. Benzer şekilde, Granger ve Lee (1989)⁷⁹, ABD satış, üretim ve stokların verilerinin uzun vadeli denge ilişkilerini açıklarken; asimetrik bir yönelim gösterdiğini belirtmişlerdir.

⁷³ Dijk Dick van, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses, "Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments", *Econometric reviews*, 21.1, 2002, s.2-10.

⁷⁴ Sercu Piet, Raman Uppal, Cynthia Van Hulle, "The exchange rate in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity", *The Journal of Finance*, 50.4, 1995, s.1313-1317.

⁷⁵ Michael Panos, A. Robert Nobay, David A. Peel, "Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates; An empirical investigation", *Journal of Political Economy*, 105.4, 1997, s.867-876.

⁷⁶ Neftci Salih N., "Are economic time series asymmetric over the business cycle?", *Journal of Political Economy*, 92.2, 1984, s.307-308.

⁷⁷ Falk Barry, "Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle", *Journal of Political Economy*, 94.5, 1986, s.1101-1106.

⁷⁸ Teräsvirta Timo, Heather M. Anderson, 1992, op.cit., s.127-133.

⁷⁹ Granger Clive WJ, Tae-Hwy Lee, "Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models", *Journal of applied econometrics*, 4.S1, 1989, s.153-157.

Bazı iktisadi deęişkenlerin getiri oranlarındaki (veya deęişim) dengeye yönelimin doğrusal-dışı olmasının sebebinin işlem maliyetleri olduęu düşünölmektedir. Kabul gören Fisher Hipotezi ise uzun dönem denge fiyatlarının sabit olduęunu ve kısa zamanlı deęişmelerin sonucunda tekrar bu denge fiyatına yöneleceęini belirtmektedir. Özellikle döviz paritelerinde beklenen birim kök olgusu; ticareti yapılan mallardan sağlanan arbitrajın sınırları olmadığına işaret etmektedir. İşlem maliyeti olsun veya olmasın; arbitraj veya yatırım için gerçekleşen düzeltmelerin uzun dönemde denge fiyatına yöneleceęine işaret etmektedir. Burada birim kök testlerinin gücünü ex-post ve ex-ante verilerin kullanılması da belirlemektedir ki; öngörölme hatası ortaya çıkmaktadır.

Söz konusu simetrik/asimetrik yönelim ile doğrusal-dışılığı bünyesinde barındırdığı için, üssel deęişen yumuşak geçişli otoregresif (*ESTAR*⁸⁰) modelleri özellikle reel döviz kuru analizlerinde popüler bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. İşlem maliyetleri olgusu nedeniyle denge fiyattan büyük sapmalar meydana gelmekte ve bu büyük sapmalar arbitraj tarafından düzeltilmektedir. Küçük sapmalar ise düzeltilmeyebilirler. Bu küçük sapmalar altında serilerin yapısı incelenirken; doğrusal-dışılığı dikkate alan, global durağan ve merkezi rejiminde durağan-dışılığı irdeleyen *ESTAR* modelinin kullanımı önerilmektedir⁸¹. Alternatif olarak durağan *ESTAR* doğrusal-dışılığına karşın, pek çok birim kök testi⁸² geliştirilmiştir.

Bu kısımda özellikle zaman serilerinin tanımlanmasında yer alan sorunlar ve bu sorunlara karşın düzeltmeler ele alınmaya çalışılmıştır. İlerleyen kısımda *ESTAR* model yapısını dikkate alan birim kök testlerinden ayrıntılı olarak bahsedilmeye çalışılmıştır.

⁸⁰ *ESTAR* modeli ilk defa Haggan ve Ozaki (1981) tarafından ele tanımlanmış, Granger ve Teräsvirta (1993) ve Teräsvirta (1994) tarafından yeniden deęerlendirilmiştir. *ESTAR* modellemesi hakkında son geliştirmeler van Dijk (2002) tarafından ortaya konmuştur.

⁸¹ Micheal ve dię. (1997), Baum ve dię. (2001) ve Taylor ve dię. (2001) çalışmalarında *ESTAR* modellerinin kullanımını önermektedirler.

⁸² Söz konusu testler ilerleyen kısım içinde özetlenerek sunulmuştur.

2.15. DOĞRUSAL-DIŞILIĞI *ESTAR* MODEL YAPISI ALTINDA DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

Çalışmanın bu kısmında doğrusal-dışılığı dikkate alan tüm birim kök testleri üzerinde çalışılmamıştır. Sırasıyla KSS (2003)⁸³, Sollis (2009)⁸⁴ ve Kruse (2011)⁸⁵ testleri özellikle incelenmiştir. Model parametreleri için yaptıkları bazı varsayımlar (özellikle eşik parametresi veya çekici parametre) ile çözüm kolaylığı sağlamaktadırlar. Dönüştürülmüş denklem modelleri altında çözüm teknikleri izlenmiştir ki; bu çözüm maliyetini azaltmakta ve daha pratik bir hale getirmektedir. İzleyen bölümde doğrusal-dışılığı dikkate alan diğer birim kök testleri hakkında bilgi verilecektir.

Bu kısımda incelenen birim kök testlerinin kritik değerleri, küçük örneklem özellikleri üzerinden boyut ve güç özellikleri orijinal çalışmalarda olduğu gibi incelenmiştir. İnceleme sırasında daha uygun model yapısının belirlenmesi adına bazı geliştirilmeler yapılmaya çalışılmıştır. Elde edilen sonuçlar orijinal çalışmaların sonuçları ile karşılaştırılarak tablolandırılmıştır.

2.15.1. KSS (2003) Birim Kök Testi

Çalışmada durağan-dışılığın tespitinde; global olarak durağan üssel değişen yumuşak geçişli otoregresif (*ESTAR*) modelleri sınanmıştır. Literatüre üç kısımda katkı sağlamıştır. Öncelikle standart bir dağılıma sahip olmayan test yapısı için kritik değerler belirlenmiştir. İkincil olarak yapılan Monte Carlo simülasyonları için alternatifi global durağan olarak belirlenen *ESTAR* yapısı için belirlenen test; sıfır hipotezi için ve durağan-dışılık sistemde kalıcı iken, standart Dickey-Fuller testlerine göre daha güçlü olarak belirlenmiştir. Bu doğrusal-dışılık içeren serilerin geleneksel doğrusal birim kök testleri ile değerlendirilmesi yerine alternatif oluşturacak ve daha kesin test sonuçları elde edilmesini sağlayacaktır. Üçüncül olarak geçmiş verilere dayalı olarak reel faiz oranları

⁸³ Kapetanios George, Yongcheol Shin, Andy Snell, "Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework", *Journal of econometrics*, 112.2, 2003, s.359-379.

⁸⁴ Sollis Robert, "A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries", *Economic modelling*, 26.1, 2009, s.118-125.

⁸⁵ Kruse Robinson, "A new unit root test against *ESTAR* based on a class of modified statistics", *Statistical Papers*, 52.1, 2011, s.71-85.

ve Amerikan dolarına karşın 11 OECD ülkesinin reel parite oranlarının altı aylık değişimleri için durağan-dışılığı sınanmıştır. Pek çok durumda Dickey-Fuller testi başarısız olurken, geliştirilen test için birim kök yapısını reddetmiştir. Doğrusal yapıya sahip olan *DF* testlerinin başarısız olması, kullanılan serilerin doğrusal-dışı yapıda ortalamaya dönen model yapısına sahip olmasından kaynaklanmaktadır. Bu çalışmanın önemli olmasının sebebi ilk defa durağan-dışı doğrusal modeller ile durağan *STAR* modelleri arasında ayırım yapılmasının sağlanmasıdır.

KSS (2003) için; zaman serileri birim kök yapıları bakımından doğrusal olmayan dinamiklerin varlığı altında incelenmeye çalışılmıştır. Seçilen bu doğrusal olmayan dinamik; üssel yumuşak geçişli otoregresif (*ESTAR*) yapısı olarak belirlenmiştir. Bu durumda sıfır hipotezi olarak birim kök sürecine sahip, alternatif olarak ise doğrusal-dışı ancak global olarak durağan yapıya sahip bir yapı karşılaştırılmaktadır.

Tüm bu nedenler itibarıyla KSS (2003) test prosedürü güçlü bir şekilde alternatif olarak durağan *ESTAR* yapısını dikkate alarak tasarlanmıştır. Çalışma üç kısımda ilerlemektedir. Birinci kısımda testin limit değerleri olarak kritik değerleri standart olmayan dağılım altında belirlenmiştir. Çalışmada bu kısmı tekrarlayarak kritik değerleri belirlemek üzerine denemeler gerçekleştirilmiştir. Geleneksel Dickey-Fuller testlerinde olduğu gibi üç model yapısı altında test istatistiği geliştirilmiştir. Bu halde sabitsiz ve trendsiz model birinci durumu, sabit eklenmiş model ikinci durumu ve son olarak sabit ve trend eklenmiş model üçüncü durum olarak nitelendirilmiştir. Bununla beraber sabit ve trend altında kritik değerlerin belirlenmesi için bu parametrelerin değeri sıfır olarak tanımlanmaktadır. Çalışmada gerçek koşullar altında kritik değerlerin ne kadar farklılaşabileceğini gözlemlenmesi adına bu parametreleri sıfırdan farklı olarak tanımlanması sağlanmıştır. Bu koşullar altında orijinal KSS(2003) kritik değerleri ile gerçek koşullara daha uygun üretilen durumlar için elde edilen kritik değerler tablolastırılarak aşağıda sunulmuştur.

Tek değişkenli yumuşak geçişli ve birinci dereceden otoregresif *STAR*(1) modeli; $t = 1, 2, 3, \dots, T$ için $y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \Theta(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t$ olsun. Hata terimleri yapısı $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ altında kabul edilsin ve β, γ katsayılarının bilinmediği kabul edilsin.

y_t serisinin barındırdığı geçiş fonksiyonu *STAR* modelleri için üssel formda açıklanabilir. $\Theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)$ yapısında $\theta \geq 0$ ve $d \geq 1$ gecikme parametresidir. Bu haliyle kabul edilen üssel geçiş fonksiyonu $\Theta: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$ sıfır ile bir arasında değer alacaktır. $\Theta(0) = 0$ ve $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} \Theta(x) = 1$ özelliklerine sahiptir. Bu durumda yapı u-şeklinde simetrik bir hal alır. Bu haliyle model üssel yumuşak geçişli otoregresif (*ESTAR*) model yapısına evrilmektedir.

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t \quad (146)$$

model yapısı birinci farkları alınarak yeniden tanımlandığında

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t \quad (146.2)$$

elde edilecektir. $\phi = \beta - 1$ halini almaktadır. θ pozitif ise; modelin ortalamaya dönme hızını ölçümlenmektedir. Farkı alınmış *ESTAR* modelinin ekonomik açıdan izahı; sistem davranışının herhangi bir çekici değere (eşik parametresi) (c) yaklaştıkça baskılanmış veya kırılmış bir görünüm sergilemesidir. Bu durum yapısal kırılmalarda incelendiği üzere çekici değere yaklaştığında rejimin değişmesi şeklinde yorumlanabilir. Çekici değerden uzaklaşırken (c) ise yapısı farklılaşarak kararsızlık göstermesidir. Model yapısında getiriler üzerinde durulduğu için çekici değer $c = 0$ kabul edilerek çözümlenmiştir. Eğer eşik parametresi $c \neq 0$ koşulunu içeriyor ise, model yapısı ve farkı alınmış hali;

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2)) + \varepsilon_t \quad (146)$$

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2)) + \varepsilon_t \text{ elde edilmektedir.} \quad (146.2)$$

Finansal ürünler için getiri serilerinin kullanılması durumunun çok sayıda örneği gözlemlenmektedir. Örneğin herhangi iki benzer finansal varlığın riske göre düzeltilmiş getirileri arasındaki fark geniş ise, arbitraj işleminden elde edilecek kar da yükselecektir. Aradaki fark küçük ise, alım-satım maliyetinden dolayı rağbet görmeyecektir. Sonuç olarak; getiriler bazında tersinir halde değişken yapıda bir denge

mekanizması oluşacaktır. Getiriler arasındaki farklılık ne kadar büyürse dengeye yönelim hızı artacaktır.

Bu oluşturulan uygulama ile Satınalma gücü paritesindeki (*PPP*) ilişkilerde doğrusaldışılığı inceleyen çalışmaların da test edilmesine imkan sağlanmaktadır⁸⁶. Çalışmada, sıfır hipotezini Reel döviz kurlarının birim kök yapısına sahip olması ve alternatif olarak durağanlığı uzun dönem satınalma gücü paritesi şeklinde tanımlamışlardır. Önerdikleri durum ise; satınalma gücü paritesinin denge durumundan meydana gelen büyük sapmaların, denge durumuna dönme yönelimini arttırdığını göstermektedir.

Oluşturulan model yapısında $\theta \geq 0$ varsayımı altında, $\gamma < 0$ ve $\gamma + \phi < 0$ koşullarının gerçekleşmesi global durağanlığı belirtmektedir. Bu koşullar altında orta rejim boyunca küçük y_{t-d}^2 değerleri için, birim kök yapısına sahip veya patlayan seri özelliği gösterebilmektedir. Fakat büyük y_{t-d}^2 değerleri için kalan rejim bölgesine düşmekte ve kararlı bir yapı altında geometrik olarak ergodik olduğu kabul edilebilir. Bu durumda *ADF* birim kök testinin, durağan alternatiflerine karşın *ESTAR* modellerinde güç kaybına uğrayacağını ve test *KSS(2003)* test istatistiğinin bu nedenle geliştirildiği öne sürülmektedir.

Literatürde geometrik ergodisite ile alakalı asimptotik durağanlığın, belirli bir ortalama altında ortaya konulduğu görülmektedir⁸⁷. Koşulun farklı biçimlerinde, indirgenemeyen periyotdışı markov zinciri özelliğini taşıyan y_t serisinin; $\delta < 1$, $[B, L] < \infty$ ve C küçük seti için geometrik ergodiklikliğin sağlandığını belirtmiştir. Taşınması gereken koşul durumları aşağıda verilmiştir.

Birinci durum; $E[\|y_t\| \mid y_{t-1} = y] < \delta\|y\| + L, \forall y \notin C$

İkinci durum; $E[\|y_t\| \mid y_{t-1} = y] \leq B, \forall y \in C$

⁸⁶ Sercu ve diğ. (1995) ve Micheal ve diğ. (1997) satın alma gücü paritesini doğrusal olmayan modeller ile denenmesini önermişlerdir.

⁸⁷ Tweedie Richard L., 1975, op.cit., s.387-390.

Verilen C sonlu gözlem seti için; çalışmada kesikli Markov zincirinin eşleniği olarak görülmektedir⁸⁸. Bu sebeple $\theta > 0$ koşulunun sağlanması geometrik ergodisite için önemlidir ki; temel model için $|\gamma + \beta| < 1$ ve farkı alınmış model için $|\gamma + \phi| < 0$ koşulları değerlendirilebilir. Eğer $|\gamma + \beta| < 1$ ise, o halde sonlu $y^* > 0$ örneklem içermelidir. Bu durumda tüm veri seti $y < -y^*$ ve $y > y^*$ koşuluna uyacak ve $\beta + \gamma(1 - \exp(-\theta y^2)) < 1$ sağlanacaktır. Burada üssel geçiş fonksiyonunun $0 < (1 - \exp(-\theta y^2)) < 1$ koşulunu sağlanması ve $\theta > 0$ gerekmektedir. O halde sonlu gözlem seti $C = [-y^*, y^*]$ şeklinde tanımlanır. Hata teriminin beklenen değerinin $E(|\varepsilon_t|)$ sonlu olma durumu İkinci durum koşulu da kolaylıkla yerine gelmektedir.

Birinci durum koşulu da geçerli iken $\beta + \gamma(1 - \exp(-\theta y^2)) < 1$ için,

$$E[\|y_t\| \mid y_{t-1} = y] \leq \|\beta + \gamma(1 - \exp(-\theta y^2))\| \|y\| + L, \forall y \notin C \text{ halini almaktadır.}$$

Bu haliyle sonlu L için geometrik ergodisite *ESTAR* model yapısı için tanımlanmış olmaktadır. Literatürdeki uygulamalar incelendiğinde⁸⁹ $\phi = 0$ koşulu altında y_t serisi orta rejimde birim kök içermektedir. Sıfır hipotezi özel bir durum olarak doğrusal birim kök yapısı altında $\phi = 0$ ve $\theta = 0$ için incelenmiştir. Alternatif olarak $\phi = 0$ ve $\theta > 0$ için y_t serisi doğrusaldışı fakat global durağan süreç temsil edilmektedir. Global durağan süreçte $-2 < \gamma < 0$ koşulu geçerlidir. Bununla beraber uygulamada gecikme parametresi d için teorik açıklama oldukça az ve değer doğru belirlenmesi için önsel bilgi niteliği taşıyan karar kriteri yeterli değildir. Çalışmalarda genel olarak en uygun gecikme parametresi d , uyumun iyiliğini maksimize eden $d = (1, 2, \dots, d_{max})$ yapıya göre belirlenmektedir. Ampirik denemeler⁹⁰ seriye uygun olan gecikme derecesinin seçilmesini belirtirken, çalışmalarda genel olarak $d = 1$ olarak varsayılmaktadır.

$\phi = 0$ kabulü ile $\Delta y_t = \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$ yukarıda belirtilen durum için açıklanan modeli tanımlamaktadır. Bu halde model durağan fakat doğrusal-

⁸⁸ Daha detaylı bilgi için Tweedie (1975), Balke ve Fomby (1997) ve Kapetionios (1999) bakılabilir.

⁸⁹ Balke ve Fomby (1997) ve Micheal (1997) çalışmalarındaki sonuçlar ile uyumludur.

⁹⁰ Micheal ve diğ. (1997) ve Dumas (1992) çalışmalarında da görülebilmektedir.

dışı olduğu için standart doğrusal *ADF* testi güç kaybına uğrayabilir. Bu çerçevede; birim kök testi geliştirmişlerdir.

Geliştirilen testin odak noktası θ parametresinin sayısal değerine odaklanmışlardır. Bu durumda $H_0: \theta = 0$ temel hipotezi ve $H_1: \theta > 0$ alternatif hipotezi belirtmektedir. Ancak temel hipotezin γ parametre katsayısının bilinmeden hipotezin sınanması çok uygun değildir⁹¹. KSS(2003) birim kök testi için; γ parametresinin bilinmezliği altında üstesinden gelmek⁹² modeli dönüştürerek t istatistiği elde etmişlerdir. Temel hipotez altında birinci dereceden Taylor Dönüşümü uygulanan fark denklemi için yardımcı regresyon,

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + u_t \text{ olarak elde edilir.} \quad (146.3)$$

Burada temel hipotez $\delta = 0$ durumu alternatifi olan $\delta < 0$ için t istatistiği ile test edilir. Teräsvirta (1994), *LM* testi yerine t istatistiğinin kullanılması; alternatifi tek taraflı olması ve bu nedenle güçlü olmasından kaynaklandığını belirtmiştir. Bu haliyle elde edilen test istatistiği; $t_{NL} = \hat{\delta}/s.e.(\hat{\delta})$ elde edilmiştir. $\hat{\delta}$ değeri yardımcı regresyondan, δ parametre katsayısının en küçük kareler ile elde edilen tahmin değeridir. Geliştirilen test yardımcı regresyona dayandırılmış olup, *ESTAR* modeli için $\theta = 0$ koşulu altında quasi-likelihood fonksiyonu altında geliştirilmiştir. Durağan serilerin yapılarının doğrusal veya doğrusal olmayan yapıda olmalarının değerlendirilmesinden farklı olacaktır. Bu haliyle t_{NL} asimptotik standart normal dağılım özelliği göstermeyecektir. Elde edilen t_{NL} istatistiğinin asimptotik dağılımı;

$$t_{NL} \Rightarrow \frac{\left\{ \frac{1}{4}W(1)^4 - \frac{3}{2} \int_0^1 W(r)^2 dr \right\}}{\sqrt{\int_0^1 W(r)^6 dr}} \text{ halinde elde edilir.}$$

$r \in [0,1]$ olmak üzere $W(r)$ standart Brownian hareketi temsil etmektedir. Alternatif hipotez altında iken; t_{NL} istatistiğinin tutarlı olduğu görülebilmektedir.

⁹¹ Davies Robert B., "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative", *Biometrika*, 74.1, 1987, s.39-41.

⁹² Luukkonen ve diğ. (1988) bu tanımlama problemini $1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)$ değiştirerek $d = 1$ için $\theta = 0$ etrafında birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulamışlardır.

Bu halde ortalama ve ortalama ile trend deęişkenine sahip seriler için aynı yapı kullanılarak t_{NL} dağılımı açıklanabilir. Burada önemli olan $x_t = \mu + y_t$ halinde ortalamaya sahip bir seri için, ortalamanın uzaklaştırılması gerekmektedir. \bar{x}_t örneklem ortalaması ise seriden uzaklaştırdığımızda sabit deęer etkisinden $y_t = x_t - \bar{x}_t$ seriyi arındırmış oluruz. t_{NL} test istatistięi ise $r \in [0,1]$ olmak üzere $\bar{W}(r)$ ortalamadan arındırılmış standart Brownian hareketi temsil etmektedir. Eęer seri hem ortalama hem de trend deęişkeni içeriyor $x_t = \mu + \delta t + y_t$ ise; en küçük kareler tahmincisi altında ortalama ve trendin tahmin deęerleri $y_t = x_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}t$ bulunur ve sistemden uzaklaştırılır. t_{NL} test istatistięi ise $r \in [0,1]$ olmak üzere $\hat{W}(r)$ ortalamadan ve trendden uzaklaştırılmış standart Brownian hareketi temsil etmektedir. Özellikle doęrusal olmayan modellerde sabit terim ve trend deęişkeninin modellenmesi uygun deęildir. Ortalamadan arındırılmış ve ortalamadan/trendden arındırılmış verilerin alternatif hipotez altında nasıl davrandığını belirlenmesi gerekmektedir. O yüzden küçük örneklem sayısında serilerin bu ortalama ve trend deęişkeni seçiminden etkileneyeęi unutulmamalıdır. Bu durum testin gücünü etkileyecektir. Bu durumdan uzaklaşmak adına test prosedürünün asimptotik olarak benzer olması ile sabit terim veya trend deęişkenine baęlı olduęu kabul edilmelidir.

Her üç durum için asimptotik kritik deęerlerin belirlenmesi, testin kritik deęerinin oluşturulması gereklidir. Model 1 (t_{NL}): ortalama ve trend içermeyen serileri, Model 2 ($t_{NL,\mu}$): ortalama içeren serileri ve Model 3 ($t_{NL,t}$): ortalama ve trend deęişkeni içeren durumu göstermektedir. Söz konusu model sınıflandırılması deęerlendirilen tüm çalışmalar için aynı olacaktır. Örneklem büyüklüęü 1000 olarak kabul edilmiş ve 50000 deneme yapılarak kritik deęerlere ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlar istatistiksel anlamlılık seviyelerine göre Tablo 4.'de sunulmuştur.

Tablo 4. KSS (2003) kritik deęerler tablosu

İstatistiksel Anlamlılık düzeyleri	t_{NL}	$t_{NL,\mu}$	$t_{NL,t}$
%1	-2.79 (-2.82)	-3.46 (-3.48)	-3.87 (-3.93)
%5	-2.22 (-2.22)	-2.93 (-2.93)	-3.35 (-3.40)
%10	-1.92 (-1.92)	-2.65 (-2.66)	-3.07 (-3.13)

Not: Parantez içerisindeki deęerler KSS (2003) sonuçlarıdır.

Tablo.4’de hem orijinal (parantez içinde) KSS(2003) değerleri hem de aynı şekilde tekrarlanan uygulama değerleri yer almaktadır. Tablo’dan görüleceği üzere, sabit ve trend eklenmemiş model yapısı altında kritik değerler orijinal değerler ile tamamen aynıdır. Ancak sabit ve trend parametrelerinin sıfırdan farklı seçilerek oluşturulan model yapıları için kritik değerler farklılaşmaktadır. Varsayımın genişletilmesi kritik değerlerde farklılığa neden olmaktadır. Orjinal çalışma baz alınarak, parametrelerin sıfır değerinde olması ile aynı kritik değerlere ulaşılmıştır. Ancak buradaki farklılık dahi gerçek koşullar altında testin az da olsa yanıltıcı olabileceği sonucunu belirtmektedir. Simüle edilen koşullar altında elde edilen kritik değerler orijinal çalışmaya göre daha büyük olarak bulunmaktadır. Sonuç olarak gerçek koşullar için sabit katsayı ve trend değeri sıfırdan farklı bir zaman serisi doğrusal-dışı olarak tespit edilebileceği açıktır. Bu durumun testteki sistematik hata kaynaklarından biri olarak tespit edilmiştir.

Çalışmada ikincil olarak testin boyut özellikleri, hata terimlerinin korelasyonlu olma durumu altında incelenmiştir. Söz konusu farkı alınmış modelde serisel korelasyon var ise, doğrusallaştırıldığında (Taylor yaklaşımı ile çözümlendiğinde) modele düzeltme terimleri eklenmelidir. Bu düzeltme terimleri Said ve Dickey (1984)⁹³ çalışmalarında olduğu gibi bağımlı değişkenin daha yüksek otoregresif derecelerde (ρ) açıklayıcı olarak modele dahil edilmesidir. $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ için;

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \sum_{j=1}^{\rho} \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (146)$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^{\rho} \rho_j \Delta y_{t-j} + u_t \text{ elde edilmektedir.} \quad (146.3)$$

$\theta = 0$ koşulu altında t_{NL} aynı şekilde değerlendirilecektir. Burada önemli olan ρ düzeltme derecesinin uygun olarak seçilmesidir. Düzeltme derecesi ρ seçimi için standart model bilgi kriterleri kullanılabilir. Bununla birlikte temel hipotez olarak doğrusal yapı altında parametre katsayılarının anlamlılığı da karşılaştırılabilir. Ancak unutulmamalıdır ki; burada düzeltme doğrusal dışı bir yapı içerebilir. O halde uygulanacak olan doğrusal düzeltme yetersiz kalacak ve düzeltme derecesinin eksik veya

⁹³ Said Said E., David A. Dickey, 1984, op. cit., s.599-600.

aşırı derecelerde seçilmesine sebep olacaktır⁹⁴. Bu yaklaşım pekçok doğrusal olmayan *STAR* modeli için dikkate alınmıştır⁹⁵. KSS (2003) çalışmasında yarı parametrik düzeltme⁹⁶ kullanılması önerilmektedir. KSS (2003) çalışmasında ikinci kısmında testin küçük örneklem özellikleri için boyut ve gücü, Monte Carlo simülasyonları ile sınanmıştır. Simüle edilen serileri Dickey-Fuller birim kök testi, Enders-Granger testi⁹⁷ (1998) ile oluşturdukları test istatistiğinin boyut özelliklerini %5 istatistiksel anlamlılık altında karşılaştırmışlardır. Serilerin veri üretme mekanizması: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ için, $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t$ olarak belirlenmiştir. $v_t \sim (0,1)$ standart normal dağılım özelliğine sahip hata terimidir. Elde edilen sonuçlara göre boyut özellikleri en zayıf olarak *F* testini baz alan Enders-Granger test modeli belirlenmiştir. Testin boyut kaybına uğramasının nedeni *TAR* modelini dikkate alan bu yapının eşik değerinin bilinmesi kabulünde yatmaktadır. Ayrıca daha önce değinildiği üzere $\phi = \delta = 0$ koşulunu baz alan *F* istatistiği reddi yönünde yönelim göstermektedir. KSS(2003) test sonuçlarına göre bu üç test karşılaştırıldığında boyut özellikleri açısından en uygun olanının geliştirdikleri test olduğu belirlenmiştir.

Orijinal çalışmada otokorelasyonlu durumda düzeltme derecesi $d = 1$ olarak belirlenmiştir. Testin boyut özelliklerini incelendiğinde $\rho = 0, 0.5$ için benzer değerleri gözlemledik. Ancak çalışmadan farklı olarak daha yüksek dereceden düzeltme derecelerinin kullanımı (özellikle korelasyonun $\rho = 0.5$ olduğu koşulda) model yapısının daha iyi açıklamaktadır. Modelde yer alacak gecikme değerini, modelin bilgi kriterlerini dikkate alarak, yapısına en uygun olacak şekilde ($d_{max} = 8$) belirledik. Bu nedenle hata terimlerinin otokorelasyonlu olduğu durumda $\rho = 0.5$ için test sonuçları orijinal çalışma ile farklılık göstermektedir. Boyut kaybı olduğu gözlemlenmektedir. Orijinal çalışmada ulaşılan değerler parantez içinde Tablo 5.'de verilmektedir. Düzeltme derecesi $d = 1$ kabul edildiğinde ise orijinal çalışmadaki değerler ile benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Ama bilgi kriterleri açısından üretilen modellerin birinci dereceden gecikmeyle açıklanması uygun bulunmadığı için yüksek dereceden açıklanması uygun görülmüştür. Hata terimlerinin otokorelasyonlu olduğu durum $\rho = 0.5$ serinin doğrusal-dışılığını arttırmış

⁹⁴ Ng Serena, Pierre Perron, "Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90.429, 1995, s.270-271.

⁹⁵ Dijk Dick van, Timo Teräsvirta, Philip Hans Franses, 2002, op.cit., s.12.

⁹⁶ Phillips ve Perron (1988) tarafından kullanılan düzeltme yöntemidir.

⁹⁷ Enders-Granger (1998) test metodolojisi ilerleyen kısımlarda özetlenmiştir.

ve daha yüksek gecikme altında değerlendirildiğinde testin boyut değerlerinin orjinal çalışmadan ayrılmasına sebep olmuştur.

Tablo 5. KSS (2003) boyut özellikleri tablosu

$\rho = 0$	t_{NL}	$t_{NL,\mu}$	$t_{NL,t}$	$\rho = 0.5$	t_{NL}	$t_{NL,\mu}$	$t_{NL,t}$
T=50	0.042 (0.042)	0.046 (0.044)	0.044 (0.047)	T=50	0.000 (0.046)	0.021 (0.051)	0.008 (0.065)
T=100	0.047 (0.045)	0.048 (0.046)	0.041 (0.048)	T=100	0.000 (0.046)	0.026 (0.052)	0.009 (0.057)
T=200	0.047 (0.050)	0.048 (0.046)	0.042 (0.048)	T=200	0.000 (0.049)	0.029 (0.047)	0.009 (0.053)

Not: Parantez içerisindeki değerler KSS(2003) sonuçlarıdır.

KSS (2003) testinin güç özellikleri, boyut özelliklerinde olduğu gibi Dickey-Fuller (1979) ve Enders-Granger testi (1998) ile %5 istatistiksel anlamlılık altında karşılaştırılmıştır. Global durağan ESTAR modeline karşın; oluşturulan serilerin veri üretme mekanizması: $\Delta y_t = \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$ şeklindedir. Örneklem boyutu $T = 50, 100, 200$ olmak üzere 20000 adet deneme gerçekleştirilmiştir. $\gamma = \{-1.5, -1, -0.5, -0.1\}$ ve $\theta = \{0.01, 0.05, 0.1, 1\}$ olmak üzere denemeler gerçekleştirilmiştir. Bu halde sıfır hipotezinin reddedilme olasılıkları hesaplanarak tablolaştırılmıştır. KSS (2003) elde ettikleri orijinal sonuçlara göre θ küçük ise t_{NL} oldukça güçlüdür. Fakat θ arttıkça KSS testinin gücü diğer testlere yaklaşmakta ve güç kazanımı azalmaktadır. Hatta $\theta = 1$ iken Dickey-Fuller testi diğer testlerden daha güçlü hale gelmektedir. Bu sonuç Dickey-Fuller testinin model varsayımları ile oldukça uyumludur, çünkü θ arttıkça model doğrusal hale gelmektedir. Burada θ katsayı değerinin büyük ya da küçük olduğu kabul edilmektedir, ancak istatistiksel anlamda karşılaştırma yapılabilecek bir kritik değeri olmadığı için büyüklük hakkında yorum yapılamaz. Fakat görülen şudur ki; bilinen σ^2 ve γ değerleri için, θ arttıkça $E(-\theta y_{t-d}^2)$ doğrusal-dışı kısmın etkisi azalacak ve serinin kalıcılığı daha az olacaktır. Burada $\exp(-\theta y_{t-d}^2)$, t anındaki fonksiyonun en büyük kök değerini ölçümlenmektedir. Genel olarak elde edilen veriler ışığında sistemdeki kalıcılık arttıkça (küçük θ değerleri için) t_{NL} daha başarılıdır. Pekçok iktisadi zaman serisinde kalıcılığın artması ve birim köke yakın davranış göstermesi olasıdır. Bu halde elde edilen testin gücünün artması ampirik çalışmalar için serilerin yapısını çözümlmek için daha faydalı olacaktır.

KSS (2003) çalışmasında Enders-Granger testinin gücünü pek çok sınımda yetersiz olarak değerlendirmişlerdir. Güçlü kabul edilebildiği ender durumlar ise; örneklem büyüklüğü ve θ parametre katsayısının büyük olmasına bağlıdır. Bu durumda *TAR* model varsayımını baz alarak *STAR* modellerinin güçlü şekilde açıklanamayacağıdır. KSS (2003) bununla beraber son olarak bölgesel olarak patlayan seri özelliği taşıması durumunda, seçilen testlerin gücünü karşılaştırmıştır. Patlayan seri özelliklerini taşıması durumunda dahi, seri geometrik ergodikliğe sahip olarak kabul edilebilir. Seçilen testlerin güç özellikleri karşılaştırıldığında geliştirilen t_{NL} testinin çok daha güçlü olduğu net bir şekilde belirlenebilmektedir.

KSS (2003) çalışmasının üçüncü kısmında geçmiş veriler bazında 11 büyük OECD ülkesi için reel faiz oran ve 6 aylık dönemler için reel çapraz kur değer serileri durağanlığını incelemişlerdir. İncelenen bu durum için teoride gözlemlenen durum tekrarlanmış ve Dickey-Fuller testi serilerin birim kök yapısını reddedememiştir. Ancak, oluşturulan KSS (2003) testi serilerin durağan ve doğrusal-dışı yapıda olduklarını tespit etmişlerdir. *DF* testinin başarısız olma sebebi olarak; serilerin doğrusal-dışı ve ortalamaya dönen model yapısında olması olarak belirtmişlerdir. KSS (2003) elde ettiği sonuçlar ışığında, oluşturdukları t_{NL} test istatistiğinin yüksek derecede kalıcılığı olan zaman serilerinin birim kök yapılarını irdelenmesinde kullanılmasının faydalı olduğunu belirtmişlerdir.

Tablo 6. KSS(2003) güç özellikleri tablosu

t_{NL}					$t_{NL,\mu}$				$t_{NL,t}$			
$\gamma = -1.5$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.567 (0.629)	0.980 (0.984)	0.998 (0.999)	1.000 (1.000)	0.232 (0.250)	0.802 (0.826)	0.961 (0.968)	1.000 (1.000)	0.144 (0.164)	0.623 (0.655)	0.876 (0.900)	0.997 (1.000)
T=100	0.975 (0.980)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.663 (0.692)	0.998 (0.998)	0.999 (1.000)	1.000 (1.000)	0.417 (0.441)	0.984 (0.985)	0.999 (1.000)	0.999 (1.000)
T=200	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.991 (0.992)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.944 (0.948)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)
$\gamma = -1.0$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.383 (0.458)	0.923 (0.940)	0.986 (0.989)	0.999 (1.000)	0.160 (0.183)	0.590 (0.626)	0.837 (0.855)	0.996 (0.997)	0.102 (0.120)	0.393 (0.429)	0.656 (0.691)	0.972 (0.985)
T=100	0.906 (0.930)	0.999 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.454 (0.488)	0.975 (0.980)	0.998 (0.999)	1.000 (1.000)	0.262 (0.277)	0.895 (0.910)	0.989 (0.992)	0.999 (1.000)
T=200	0.999 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.949 (0.955)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.803 (0.815)	0.999 (1.000)	0.999 (1.000)	1.000 (1.000)
$\gamma = -0.5$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.170 (0.232)	0.649 (0.706)	0.838 (0.869)	0.962 (0.968)	0.101 (0.108)	0.272 (0.296)	0.443 (0.469)	0.780 (0.794)	0.065 (0.082)	0.161 (0.181)	0.264 (0.287)	0.576 (0.611)
T=100	0.627 (0.695)	0.986 (0.990)	0.998 (0.999)	0.999 (1.000)	0.218 (0.244)	0.757 (0.781)	0.927 (0.936)	0.991 (0.993)	0.129 (0.141)	0.510 (0.535)	0.765 (0.784)	0.960 (0.969)
T=200	0.989 (0.992)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.702 (0.725)	0.996 (0.997)	0.999 (1.000)	1.000 (1.000)	0.428 (0.440)	0.974 (0.975)	0.998 (0.996)	0.999 (1.000)
$\gamma = -0.1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.059 (0.071)	0.113 (0.153)	0.165 (0.205)	0.246 (0.269)	0.057 (0.060)	0.075 (0.089)	0.088 (0.090)	0.107 (0.106)	0.041 (0.053)	0.050 (0.062)	0.058 (0.066)	0.067 (0.081)
T=100	0.113 (0.147)	0.370 (0.426)	0.480 (0.529)	0.533 (0.564)	0.083 (0.086)	0.138 (0.146)	0.178 (0.191)	0.239 (0.255)	0.052 (0.062)	0.083 (0.091)	0.103 (0.110)	0.136 (0.145)
T=200	0.420 (0.480)	0.852 (0.872)	0.897 (0.905)	0.875 (0.883)	0.150 (0.156)	0.399 (0.433)	0.528 (0.556)	0.596 (0.620)	0.095 (0.098)	0.225 (0.230)	0.304 (0.320)	0.396 (0.410)

Not: Parantez içerisindeki değerler KSS (2003) sonuçlarıdır.

2.15.2. Sollis (2009) Birim Kök Testi

Söz konusu araştırmacılar tarafından geliştirilen *ESTAR*'ı baz alan birim kök testleri de farklılaşma göstermektedir. Benzerlik gösteren noktalar ise geleneksel doğrusal otoregresif (*AR*) değişiminin kendinden önceki değişimlerin bir fonksiyonu olarak izin vermesidir. Bir diğeri olarak hem doğrusal (*AR*), hem de doğrusal olmayan *ESTAR* yapısına izin vermesidir. En önemlisi ise, zamanın herhangi bir anında gerçekleşen sapmadan sonra ortalamaya dönme mekanizmasının simetrik olmasıdır. Otoregresif parametrelerinin (*AR*) aynı miktardaki negatif sapmaların, serinin çekicisinden pozitif sapmaları ile aynı oldukları anlamına gelmektedir. Ortalamaya dönen modellerde bu dönüşün simetrik olması sebebiyle pozitif veya negatif dönüş etkileri ayırt edilememektedir. Bu durum Sollis (2009) testinin neden ortaya çıktığını anlatmaktadır. KSS(2003) birim kök testi sadece simetrik sapmaları dikkate almaktadır.

Pekçok ampirik uygulamada, doğrusal veya doğrusal-dışı ortalamaya dönen yapılar simetrik oldukları kabul edilerek kısıtlanmışlardır. Ancak dengeye yönelim için asimetriyi dikkate alan uygulamalar da bulunmaktadır. Örneğin reel parite kurlarının, yerli ve yabancı politika yapıcılarının etkisiyle aynı orantıda fiyat yükselmesi veya düşmesine karşın asimetrik davrandığı kabul edilebilir. Sollis ve diğ. (2002)⁹⁸, Amerikan dolarına karşın reel paritelerin asimetrik olarak ortalamaya dönen yapısı bulunduğu dair kanıtlar bulunduğunu gözlemlemiştir, alternatif hipotezi asimetrik *STAR* yapısı doğrusal-dışılığı altında birim kök incelemesine izin veren bir test önermişlerdir. Geliştirilen test *ESTAR* formuyla doğrusal-dışı olduğu için yakınlık göstermektedir. Bununla beraber doğrusal-dışı test istatistiklerinin bilgisayar ortamında hesaplanması oldukça maliyetlidir.

Sollis (2009), simetrik veya asimetik durağan *ESTAR* doğrusal-dışılığı altında birim kök testi geliştirmiştir. Birim kök hipotezi reddedildiğinde, standart *F* istatistiği kullanılarak *ESTAR* modelinin simetrik veya asimetrik olmasının tanımlanmasına da imkan sağlamaktadır. Oluşturulan birim kök testinin standart olmayan asimptotik dağılım

⁹⁸ Sollis Robert, Stephen Leybourne, Paul Newbold, "Tests for symmetric and asymmetric nonlinear mean reversion in real exchange rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002, s.695-698.

özellikleri incelenmiş ve elde edilen değerler için sonlu örneklem özelliklerinin oldukça iyi olduğu gözlemlenmiştir. Çalışmanın ampirik uygulama kısmında seçilen dört kuzey ülkesine karşın Amerikan dolarının parite değerleri incelenmiştir. Sollis (2009), geliştirdikleri testi; daha önce yapılmış olan KSS (2003) ile Park ve Shintani (2005)⁹⁹ tarafından geliştirilen testleri baz alarak ortaya koymuştur.

$\Delta y_t = \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$ (146.2) modeli $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ için kullanılmaktadır. $\gamma < 0$ ve $\theta > 0$ küçük sapmaların $t - 1$ anında çekicisinden kaynaklanmaktadır. Burada çekici sıfır ortalama veya deterministik trend halini alabilmektedir. Bu haliyle t dönemi boyunca y_t , birim köke yakın bir veri üretme sürecine sahiptir. $y_t \rightarrow 0$ için y_t rassal yürüyüş sürecine sahiptir. Bununla birlikte $t - 1$ anında çekicisinden kaynaklı gerçekleşen büyük sapmalar için seri y_t ; $(1 + \gamma)$ gecikmesiyle AR parametrisasyonu için durağan AR(1) sürecidir.

Eğer $\theta = 0$ koşulu ile y_t durağan-dışı ve sabit birim kök yapısı içermektedir. Uygun temel hipotez $H_0: \theta = 0$ halini almaktadır. Temel hipotez altında γ parametre katsayısı tanımlı değildir. Bununla birlikte sıfır hipotezi geleneksel metodları kullanarak test etmek mümkündür. Birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulanarak yardımcı regresyon elde edilerek birim kök varlığı sorgulanmaktadır¹⁰⁰.

Sollis (2009), doğrusal olmayan, simetrik veya asimetric düzeltmeleri, alternatif hipotezi birim köke sahip olmak üzere *ESTAR* modelini geliştirmişlerdir. Bu haliyle asimetri etkisi katılarak genişletilmiş *ESTAR* modeli *AESTAR* olarak adlandırılmıştır. *AESTAR* model yapısında geçiş değişkeni y_{t-d} olarak belirlenmiş ve lojistik fonksiyonla beraber üssel fonksiyonu içermektedir. $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ olmak üzere;

$$\Delta y_t = G_t(\theta_1; y_{t-d})\{S_t(\theta_2; y_{t-d})\gamma_1 + (1 - S_t(\theta_2; y_{t-d}))\gamma_2\}y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (172)$$

⁹⁹ Park, Joon Y., and Mototsugu Shintani. "Testing for a unit root against transitional autoregressive models" *Vanderbilt University Department of Economics Working Papers* 5010 (2005).

¹⁰⁰ KSS (2003) test metodolojisiindeki dönüşüm uygulanmıştır.

Üssel fonksiyonlar;

$$G_t(\theta_1; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta_1 y_{t-d}^2), \theta_1 \geq 0$$

$$S_t(\theta_2; y_{t-d}) = [1 - \exp(-\theta_2 y_{t-d}^2)]^{-1}, \theta_2 \geq 0 \text{ şeklinde tanımlanmıştır.}$$

AESTAR model tanımlaması Anderson (1997)¹⁰¹ ve Siliverstovs (2005)¹⁰² tarafından da kısmen benzer model yapısı altında birim kök testi denemeleri dışında farklı bir alanda kullanılmışlardır. $\theta_1 > 0$ ve $\theta_2 \rightarrow \infty$ sergilemesi altında, y_{t-1} sıfırdan $-\infty$ 'a yöneldiğinde; geçiş fonksiyonu için $S_t(\theta_2; y_{t-d}) \rightarrow 0$ halini alacaktır. *AESTAR* merkezi rejimi $\Delta y_t = \varepsilon_t$ halini alacak, dış rejim ise $\Delta y_t = \gamma_2 y_{t-1} + \varepsilon_t$ olacaktır. θ_1 geçiş fonksiyonunun karakteri üzerine belirleyici olduğunda ise, y_{t-1} sıfırdan ∞ 'a yöneldiğinde; $S_t(\theta_2; y_{t-d}) \rightarrow 1$ halini alacaktır. Bu durumda merkezi rejim değişmeyecek $\Delta y_t = \varepsilon_t$ ancak dış rejim farklılaşarak $\Delta y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ halini alacaktır.

Bu halde $\gamma_1 \neq \gamma_2$ eşitsizliği oldukça, model çekicisi için düzeltme asimetric olacaktır. Global durağanlık için koşul ise; $\gamma_1 < 0$, $\gamma_2 < 0$ ve $\theta_1 > 0$ olma durumudur. Bu koşulda geometrik durağanlık koşulu sağlanmaktadır. *AESTAR* modelinin *ESTAR* modelini kapsadığı durum ise; $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma$ durumudur. Model bu durumda simetrik hale bürünmektedir.

Bir diğer durum ise; $\theta_2 \rightarrow \infty$ için $S_t(\theta_2; y_{t-d})$ geçiş fonksiyonundan kaynaklanan basamaklı fonksiyon yapısına geçmesidir. Bu halde asimetri durumunun sergilenmesi belirginleşecek ve yapı eşikli otoregresif *TAR* yapısına yakınlaşacaktır. $G_t(\theta_1; y_{t-d})\{S_t(\theta_2; y_{t-d})\gamma_1 + (1 - S_t(\theta_2; y_{t-d}))\gamma_2\}$ kalıbı kendi başına incelendiğinde, değişkenin birinci dereceden gecikmeli değerleri ile açıklanabilir. Bu bakımdan γ_1 ve γ_2 denklem kalıbının simetrik veya asimetric olmasını belirleyecektir. θ_2 aldığı küçük veya orta büyüklükte değerler için, $S_t(\theta_2; y_{t-d})$ aşamalı olarak limit değere ulaşmasını sağlayacaktır. $\theta_2 \rightarrow 0$ için $S_t(\theta_2; y_{t-d}) \rightarrow 0.5 \forall t$ ve zaman içinde γ_1

¹⁰¹ Anderson Heather M., "Transaction costs and nonlinear adjustment towards equilibrium in the US Treasury Bill market", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59.4, 1997, s.470-471.

¹⁰² Siliverstovs Boriss, "The bi-parameter smooth transition autoregressive model", *Economics Bulletin*, 3.22, 2005, s.3.

ve γ_2 değerlerinden bağımsız olarak simetrik hale gelecektir. Bu nedenle $(\gamma_2 - \gamma_1)$ özel değeri için; θ_2 asimetri derecesini kontrol etmektedir. Bu durum simetrik ve asimetrik *ESTAR* yapılarının birbirlerinden ayrılması ve teşhis edilmesi için önemlidir.

Sollis (2009), çalışmasında simetrik ($\gamma_1 = \gamma_2 = -0.3$), zayıf asimetrik ($\gamma_1 = -0.15, \gamma_2 = -0.3$) ve güçlü asimetrik ($\gamma_1 = -0.05, \gamma_2 = -0.3$) modellerini $\theta_1 = \theta_2 = 1$ için görsel olarak yapı farklarını ortaya koymaktadır. Özellikle güçlü asimetri durumunda, çekiciye yakın veya daha büyük durumlarda birim kök davranışı gözlenmektedir.

ESTAR modelinde olduğu gibi *AESTAR* modeli de hata terimlerinin düzeltilmesi adına bağımlı değişkenin daha yüksek dereceden gecikmeli terimleri modele eklenebilmekte ve model yapısı;

$$\Delta y_t = G_t(\theta_1; y_{t-d}) \{S_t(\theta_2; y_{t-d})\gamma_1 + (1 - S_t(\theta_2; y_{t-d}))\gamma_2\} y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

halini almaktadır. (173)

AESTAR modeline uygun ancak ortalama veya ortalama ile trend katsayısı içeren zaman serileri için bu deterministik terimlerin uzaklaştırılması önerilmektedir¹⁰³. Burada önemli olan $x_t = \mu + y_t$ halinde ortalamaya sahip bir seri için, ortalamanın uzaklaştırılması gerekmektedir. \bar{x}_t örneklem ortalaması ise seriden uzaklaştırdığımızda sabit değer etkisinden $y_t = x_t - \bar{x}_t$ seriyi arındırmış oluruz. Eğer seri hem ortalama hem de trend değişkeni içeriyor $x_t = \mu + \delta t + y_t$ ise; en küçük kareler tahmincisi altında ortalama ve trendin tahmin değerleri $y_t = x_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}t$ bulunur ve sistemden uzaklaştırılır. Ayrıca geçiş fonksiyonu için yüksek dereceli dinamik terimleri içermesine izin verilmemiştir.

AESTAR modelinde alternatif hipotez olarak simetrik veya asimetrik *ESTAR* doğrusal-dışılığı altında global durağanlık, merkezi rejimde birim kök yapısı içerilmesine karşın $H_0: \theta_1 = 0$ durumunda incelenmektedir. Ancak hipotez testi için unutulmamalıdır

¹⁰³ Sollis (2002), Kapetanios ve diğ. (2003) ile Park ve Shintani (2005) çalışmalarında aynı yaklaşım kullanılmışlardır.

ki; $\theta_2, \gamma_1, \gamma_2$ parametre katsayıları bilinmemektedir. Bu durumda geleneksel yöntemler ile bu parametre katsayılarının değeri açıklanamaz. KSS(2003) testinde Taylor açılımı ile yorumlanan *ESTAR* modelinden elde edilen yardımcı regresyon kullanımı gibi alternatif bir çözüm yöntemi gerçekleştirilmelidir. Aynı çözüm yolu kullanılırsa, Bilinmeyen bu $\theta_2, \gamma_1, \gamma_2$ parametreler halen sistemde kalmakta ve $\theta_1 = 0$ için $G_t(\theta_1; y_{t-d})$ üssel geçiş fonksiyonunun birinci dereceden Taylor dönüşümü;

$$\Delta y_t = \gamma_1 \theta_1 y_{t-1}^3 S_t(\theta_2; y_{t-d}) \gamma_1 + \gamma_2 \theta_1 y_{t-1}^3 (1 - S_t(\theta_2; y_{t-d})) + \eta_t \quad \text{şeklinde elde edilecektir.} \quad (173.1)$$

η_t burada hata terimi ε_t ile birlikte Taylor dönüşümünden gelen artıkları R_t içermektedir. Bu dönüşüm yeterli değildir, çünkü θ_2 tanımlanamaması sistematik bir sorun oluşturur. Bu durumdan kurtulmak için lojistik geçiş fonksiyonunun $S_t(\theta_2; y_{t-d})$ ile $S_t^*(\theta_2; y_{t-d})$ değiştirilmesine gidilir. Burada elde edilen fonksiyon, $S_t^*(\theta_2; y_{t-d}) = S_t(\theta_2; y_{t-d}) - 0.5$ haline gelir ki bu durum lojistik geçiş fonksiyonunun limit değeri için açıklanmıştır. Ayrıca, $S_t^*(0; y_{t-d}) = 0$ elde edilecektir. Bu değişim altında *AESTAR* modeli tekrar yorumlandığında model (173.2) elde edilir.

$$\Delta y_t = \gamma_1^* \theta_1 y_{t-1}^3 S_t^*(\theta_2; y_{t-d}) \gamma_1 + \gamma_2^* \theta_1 y_{t-1}^3 (1 - S_t^*(\theta_2; y_{t-d})) + \eta_t \quad (173.2)$$

Üssel geçiş fonksiyonun Taylor dönüşümü ile hata terimi değişim göstermiştir. Lojistik fonksiyonun tekrar tanımlanması sırasında ise; γ_1^*, γ_2^* değişerek γ_1, γ_2 terimlerinin doğrusal birer fonksiyonu halini alacaktır. Yeniden tanımlanmış lojistik fonksiyonuna $S_t^*(\theta_2; y_{t-d})$ $\theta_2 = 0$ için Taylor dönüşümü uygulandığında ise;

$$\Delta y_t = a(\gamma_2^* - \gamma_1^*) \theta_1 \theta_2 y_{t-1}^4 + \gamma_2^* \theta_1 y_{t-1}^3 + \eta_t \quad \text{elde edilmektedir.} \quad (173.3)$$

$$a = 1/4 \text{ için denklem; } \Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \eta_t \quad (173.4)$$

haline dönüşerek, $\phi_1 = \gamma_2^* \theta_1$ ve $\phi_2 = a(\gamma_2^* - \gamma_1^*) \theta_1 \theta_2$ terimlerini içerecektir. Denklemin gecikmeler ile düzeltilmiş versiyonu ise;

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \eta_t \text{ halini alacaktır.} \quad (173.5)$$

Elde edilen denklemler *AESTAR* yapısının yardımcı regresyonlarını oluşturmaktadır. Temel *AESTAR* modelinde temel hipotez $H_0: \theta_1 = 0$ iken, yardımcı regresyon için dönüşümler sonucu $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ haline gelmektedir. Önerilen *AESTAR* modelinin bir özelliği, birim kök hipotezinin durağan simetrik veya asimetrik *ESTAR* doğrusal dışılığını içeren alternatif hipotezine karşın reddedilmesi durumunda, asimetrik *ESTAR* doğrusal-dışı sıfır hipotezinin, simetrik *ESTAR* doğrusal olmayan alternatifine karşı test edilebileceğidir. Bu halde model yapısının asimetik veya simetrik olması bu şekilde sınanabilmektedir. Temel hipoteze $H_0: \phi_2 = 0$, alternatif olarak oluşturulan $H_1: \phi_2 \neq 0$ için standart *F*, *t* veya *LM* testlerinden birinin uygulanması yeterlidir. Benzer bir yaklaşım ortalamaya dönen *TAR* modelleri için yönelimlerinin asimetrik veya simetrik olduğunu saptamak adına Enders ve Granger (1998)¹⁰⁴ tarafından kullanılmıştır. Ancak, model yapısının doğrusal veya doğrusal-dışı olduğunu belirleyebilmek adına¹⁰⁵ model yapısı için $\phi_1 < 0$ koşulunun sağlanması gerekir. En küçük Kareler tahmincisi altında *F* testi kritik değerleri asimptotik olarak geçerli kabul edilmesi, serinin durağan olmasına bağlıdır.

Sollis (2009), oluşturduğu test istatistiği de $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ standart kritik *F* testi değerleri ile karşılaştırılmaz. Çalışmasında $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ sıfır hipotezi için kritik F_{AE} testi değerlerini oluşturmuştur. Testin standart olmayan Brownian harekete bağlı olduğu ve asimptotik dağılımının tutarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Test istatistiği;

$$F_{AE} = (R\hat{\beta} - r)' \{ \hat{\sigma}^2 R [\sum_t X_t X_t']^{-1} R' \}^{-1} (R\hat{\beta} - r) / m \text{ elde edilmektedir.}$$

Model yapısında gecikmeler ile düzeltme uygulanmadığında, sıfır ortalamaya sahip seriler için değişken matrisi $X_t = [y_{t-1}^3, y_{t-1}^4]'$, kısıt sayısı $m = 2$, katsayı matrisi $\hat{\beta} = [\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2]'$, model yapısı $r = [0, 0]'$ ve $\hat{\sigma}$ ise tahminlenmiş σ değeridir. Bu halde

¹⁰⁴ Enders Walter, Clive William John Granger, "Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16.3, 1998, s.304-311.

¹⁰⁵ Standart *F*, *t* veya *LM* testlerinin uygulanması için bu koşul gereklidir.

testlerin kritik deęerleri, sıfır ortalamaya sahip F_{AE} sıfırdan farklı ortalaması olan $F_{AE,\mu}$ ve deterministik trende sahip olan $F_{AE,t}$ yapılar için belirlenmiştir. Sollis (2009), rassal yürüyüş ve *iid* standart normal dağılıma sahip hatalar kabulü için $T = 50, 100, 200, 10000$ örneklem büyüklüğü altında 3 temel model yapısı altında 10000 adet deneme gerçekleştirilmiş ve %1, %5, %10 istatistiksel anlamlılık için kritik deęerleri belirlemiştir. Çalışmada aynı yöntemle kritik deęerleri elde edilmeye çalışılmış ve benzer yönelime sahip deęerler bulunmasına rağmen asimptotik örneklem büyüklüğü olarak belirlenen $T = 10000$ için F_{AE} test istatistięi için sapmalı deęerler elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 7.'de özetlenmiştir.

Tablo 7. Sollis (2009) Birim Kök Testi Kritik Deęerlerin Bulunması

Gözlem sayısı		F_{AE}	$F_{AE,\mu}$	$F_{AE,t}$
T=50	%1	6.465 (6.781)	6.900 (6.891)	8.826 (8.799)
	%5	4.206 (4.464)	4.849 (4.886)	6.353 (6.546)
	%10	3.533 (3.577)	4.017 (4.009)	5.229 (5.415)
T=100	%1	6.321 (6.272)	6.995 (6.883)	8.916 (8.531)
	%5	4.158 (4.365)	4.968 (4.954)	6.443 (6.463)
	%10	3.333 (3.527)	4.080 (4.157)	5.469 (5.460)
T=200	%1	6.081 (6.066)	6.798 (6.806)	8.697 (8.954)
	%5	4.261 (4.297)	4.939 (4.971)	6.607 (6.597)
	%10	3.440 (3.496)	4.041 (4.173)	5.580 (5.590)
T=10000	%1	6.012 (4.241)	7.004 (6.236)	8.799 (8.344)
	%5	4.266 (2.505)	5.005 (4.557)	6.697 (6.292)
	%10	3.495 (1.837)	4.223 (3.725)	5.801 (5.372)

Not: Parantez içerisindeki deęerler Sollis (2009) sonuçlarıdır.

Eęer serinin sıfırdan farklı ortalaması veya deterministik trendi var ise, Brownian hareket $W(r)$ ortalamadan veya trendden arındırılarak $r \in [0,1]$ üzerinde tanımlı olan $W(r)^*$ elde edilmelidir. Bu sayede asimptotik dağılım korunacaktır. F testinin alternatif hipotez altında tutarlılığı $\hat{\beta} = [\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2]'$ ve $\hat{\sigma}^2$ tutarlılıklarına baęlıdır.

Sonlu örneklem için boyut testinin özellikleri belirlenirken, sıfır hipotezi altında veri üretme süreci aşağıdaki gibi $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ kabul edilmiştir. Hata terimleri ise $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$ olmak üzere $t = 1, 2, \dots, T$ için belirlenmiştir. Burada yer alan gürültü terimi $u_t \sim iid(0,1)$ dağılımına sahip, hata terimlerinin otokorelasyon terimi $\rho = \{-0.5, 0, 0.5\}$ olarak belirlenmiştir. Örneklem büyüklüğü $T = 100, 200$ olmak üzere F_{AE} , $F_{AE,\mu}$ ve $F_{AE,t}$ %5 istatistiksel anlamlılık altında boyut özellikleri incelenmiştir. Otokorelasyon değerleri $\rho = \{-0.5, 0.5\}$ için *AESTAR* yardımcı regresyonda bir gecikmeli model düzeltilmesi kullanılmıştır. Sollis (2009) çalışmasında boyut özelliklerinin uygun olduğu ve boyut bozukluğunun oldukça düşük olduğu sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada boyut özelliklerini incelemiş ve sonuçların orijinal çalışma ile benzer olduğu sonucuna ulaşmıştır. Elde edilen sonuçlarla beraber, parantez içinde orijinal çalışmanın sonuçları Tablo 8.'de verilmiştir.

Tablo 8. Sollis(2009) boyut özellikleri tablosu

	ρ	F_{AE}	$F_{AE,\mu}$	$F_{AE,t}$
T=200	-0.5	0.055 (0.048)	0.040 (0.048)	0.055 (0.044)
	0	0.045 (0.050)	0.054 (0.053)	0.055 (0.054)
	0.5	0.049 (0.047)	0.054 (0.056)	0.044 (0.061)
T=100	-0.5	0.039 (0.049)	0.063 (0.041)	0.049 (0.038)
	0	0.044 (0.049)	0.058 (0.050)	0.046 (0.052)
	0.5	0.053 (0.050)	0.060 (0.056)	0.073 (0.056)

Not: Parantez içerisindeki değerler Sollis(2009) sonuçlarıdır.

Elde edilen boyut özellikleri sonuçları ile orijinal çalışmanın sonuçları benzerdir ve örneklem büyüklüğü bakımından davranışları aynıdır. Bu haliyle testin boyut özelliklerinin iyi olduğu boyut bozulmasının oldukça düşük olduğu sonucuna ulaşılabilmektedir.

Sonlu örneklem için testin gücü de incelenmelidir. $F_{AE,\mu}$ için ortalaması sıfırdan farklı ve deterministik trend içermeyen zaman serileri için %5 istatistiksel anlamlılık düzeyi altında testin gücü incelenmiştir. Veri üretme süreci $\rho = 0$ için ve hata terimleri ε_t standart normal dağılıma uygun olarak,

$$\Delta y_t = G_t(\theta_1; y_{t-d}) \{S_t(\theta_2; y_{t-d})\gamma_1 + (1 - S_t(\theta_2; y_{t-d}))\gamma_2\} y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

şeklinde belirlenmiştir. (172)

Seçilen örneklem boyutu $T = 100, 200$ için 1000 adet simülasyon denemesi gerçekleştirilmiştir. Farklı γ_1 ve γ_2 değerleri denenmiş ve simetri, zayıf asimetri ile güçlü asimetri derecelerinin; testin gücü üzerine etkisi belirlenmeye çalışılmıştır. $\gamma_1 = \{-0.05, -0.10, -0.30\}$. ve $\gamma_2 = \{-0.05, -0.10, -0.30, -0.70, -0.90, -1\}$ değerleri için denemeler gerçekleştirilmiştir. $\theta_2 = \{1\}$ ve $\theta_1 = \{0.1, 1\}$ geçiş hızları için denemeler gerçekleştirilmiştir. θ_1 değerinin 0.1 olması $G_t(\theta_1; y_{t-d})$ geçiş fonksiyonunun geçişinin yavaş olmasına, θ_2 değeri 1 iken $S_t(\theta_2; y_{t-d})$ geçiş fonksiyonunun geçişinin hızlı olduğunu belirtmektedir. $\theta_1 = \theta_2 = 1$ iken iki transfer fonksiyonunun da geçiş hızları aynıdır. Çok küçük θ_2 değerleri için serinin veri üretme mekanizması simetrik yönetime yakınsayacaktır ve $F_{AE,\mu}$ testi, simetrik özellikler gösteren testler ile karşılaştırma yapmaya yarayacaktır.

Sollis (2009) çalışmasında geliştirdiği testin gücünü, belirledikleri koşullar için KSS (2003) $t_{NL,\mu}$, Park ve Shintani (2005) $\inf t_{\mu}$ ve geleneksel Dickey-Fuller(1979) τ_{μ} test sonuçları ile karşılaştırmışlardır.

Tablo 9. Sollis (2009) güç özellikleri tablosu

T=200		$\theta_1 = 0.1$			$\theta_1 = 1$		
γ_1	γ_2	$F_{AE,\mu}$	$t_{NL,\mu}$	τ_μ	$F_{AE,\mu}$	$t_{NL,\mu}$	τ_μ
-0.05	-1.00	0.946 (0.956)	0.738 (0.713)	0.850 (0.844)	0.997 (0.996)	0.743 (0.736)	0.944 (0.965)
-0.05	-0.90	0.946 (0.936)	0.726 (0.703)	0.837 (0.826)	0.993 (0.992)	0.727 (0.724)	0.949 (0.948)
-0.05	-0.70	0.936 (0.894)	0.706 (0.676)	0.790 (0.787)	0.985 (0.984)	0.707 (0.701)	0.914 (0.932)
-0.05	-0.30	0.710 (0.715)	0.597 (0.574)	0.624 (0.601)	0.848 (0.852)	0.614 (0.623)	0.832 (0.827)
-0.05	-0.10	0.364 (0.371)	0.334 (0.339)	0.334 (0.353)	0.416 (0.432)	0.386 (0.397)	0.533 (0.531)
-0.05	-0.05	0.209 (0.225)	0.222 (0.221)	0.226 (0.214)	0.272 (0.258)	0.250 (0.253)	0.315 (0.307)
-0.10	-1.00	0.997 (0.995)	0.909 (0.922)	0.990 (0.997)	1.000 (1.000)	0.906 (0.914)	1.000 (1.000)
-0.10	-0.90	0.994 (0.994)	0.908 (0.917)	0.990 (0.996)	1.000 (1.000)	0.905 (0.909)	0.996 (1.000)
-0.10	-0.70	0.980 (0.989)	0.889 (0.902)	0.973 (0.987)	1.000 (0.999)	0.892 (0.895)	0.997 (0.999)
-0.10	-0.30	0.893 (0.894)	0.812 (0.816)	0.903 (0.918)	0.955 (0.955)	0.839 (0.848)	0.994 (0.997)
-0.10	-0.10	0.567 (0.571)	0.525 (0.539)	0.552 (0.572)	0.613 (0.659)	0.584 (0.619)	0.841 (0.866)
-0.10	-0.05	0.359 (0.361)	0.339 (0.344)	0.342 (0.326)	0.410 (0.434)	0.360 (0.404)	0.537 (0.527)
-0.30	-1.00	1.000 (1.000)	1.000 (0.999)	0.999 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (0.999)	1.000 (1.000)
-0.30	-0.90	1.000 (1.000)	1.000 (0.999)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.999 (0.999)	1.000 (1.000)
-0.30	-0.70	1.000 (1.000)	0.999 (0.997)	0.999 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (0.999)	1.000 (1.000)
-0.30	-0.30	0.994 (0.999)	0.992 (0.994)	0.994 (1.000)	0.997 (0.998)	0.994 (0.997)	1.000 (1.000)

-0.30	-0.10	0.919 (0.896)	0.821 (0.829)	0.887 (0.924)	0.964 (0.950)	0.832 (0.852)	0.990 (0.993)
-0.30	-0.05	0.710 (0.700)	0.565 (0.576)	0.572 (0.598)	0.843 (0.841)	0.632 (0.633)	0.817 (0.842)
T=100		$\theta_1 = 0.1$			$\theta_1 = 1$		
γ_1	γ_2	$F_{AE,\mu}$	$t_{NL,\mu}$	τ_μ	$F_{AE,\mu}$	$t_{NL,\mu}$	τ_μ
-0.05	-1.00	0.648 (0.601)	0.496 (.445)	0.438 (0.393)	0.907 (0.909)	0.644 (0.627)	0.755 (0.733)
-0.05	-0.90	0.585 (0.567)	0.453 (0.420)	0.389 (0.324)	0.864 (0.874)	0.622 (0.606)	0.728 (0.698)
-0.05	-0.70	0.487 (0.485)	0.412 (0.367)	0.322 (0.324)	0.787 (0.784)	0.579 (0.546)	0.664 (0.613)
-0.05	-0.30	0.262 (0.257)	0.223 (0.202)	0.196 (0.215)	0.396 (0.383)	0.337 (0.321)	0.391 (0.389)
-0.05	-0.10	0.133 (0.117)	0.116 (0.113)	0.140 (0.135)	0.152 (0.149)	0.166 (0.136)	0.170 (0.178)
-0.05	-0.05	0.092 (0.098)	0.084 (0.092)	0.104 (0.106)	0.102 (0.095)	0.101 (0.101)	0.126 (0.120)
-0.10	-1.00	0.760 (0.776)	0.631 (0.643)	0.604 (0.612)	0.979 (0.973)	0.775 (0.779)	0.941 (0.961)
-0.10	-0.90	0.729 (0.741)	0.640 (0.626)	0.589 (0.583)	0.951 (0.960)	0.769 (0.756)	0.924 (0.948)
-0.10	-0.70	0.648 (0.655)	0.563 (0.549)	0.505 (0.508)	0.911 (0.904)	0.728 (0.711)	0.896 (0.910)
-0.10	-0.30	0.363 (0.376)	0.342 (0.333)	0.278 (0.320)	0.545 (0.566)	0.487 (0.496)	0.649 (0.665)
-0.10	-0.10	0.183 (0.166)	0.189 (0.164)	0.186 (0.172)	0.249 (0.241)	0.266 (0.234)	0.304 (0.310)
-0.10	-0.05	0.115 (0.117)	0.128 (0.120)	0.144 (0.131)	0.160 (0.152)	0.142 (0.147)	0.169 (0.182)
-0.30	-1.00	0.969 (0.956)	0.934 (0.930)	0.954 (0.979)	0.999 (0.999)	0.979 (0.983)	0.998 (1.000)
-0.30	-0.90	0.956 (0.947)	0.911 (0.918)	0.929 (0.969)	1.000 (0.997)	0.982 (0.977)	0.999 (1.000)
-0.30	-0.70	0.902	0.862	0.905	0.996	0.979	0.992

		(0.916)	(0.886)	(0.940)	(0.994)	(0.967)	(0.989)
-0.30	-0.30	0.676 (0.683)	0.652 (0.672)	0.646 (0.683)	0.883 (0.881)	0.844 (0.866)	0.986 (0.698)
-0.30	-0.10	0.378 (0.358)	0.341 (0.344)	0.277 (0.302)	0.567 (0.557)	0.507 (0.498)	0.681 (0.833)
-0.30	-0.05	0.302 (0.258)	0.252 (0.219)	0.189 (0.189)	0.399 (0.377)	0.335 (0.330)	0.431 (0.394)

Not: Parantez içerisindeki değerler Sollis (2009) sonuçlarıdır.

Sollis (2009) elde ettiği orijinal sonuçlar tabloda parantez içinde verilmiştir. Çalışmada Park ve Shintani (2005) testi kullanılmadığı için¹⁰⁶ sonuçlarının irdelenmesine gerek görülmemiştir. Elde ettiğimiz sonuçlar ile orijinal çalışmada elde edilen sonuçlar arasında farklılık bulunmadığı kabul edilebilir. Örneklem büyüklüğü asimetri dereceleri veya geçiş fonksiyonlarının geçiş hızlarının farklı olması durumlarında benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 9.'da özetlenmiştir.

Sollis (2009) testi için örneklem sayısı arttıkça testin gücünün arttığı ve genellikle güç özellikleri bakımından karşılaştırma yapılan testler arasında en iyi sonuçları verdiği söylenebilmektedir. Asimetri ve geçiş hızları arasındaki fark arttıkça $F_{AE,\mu}$ testinin gücünün belirginleştiği gözlemlenmektedir. Simetrik olma durumunda $\gamma_1 = \gamma_2$ için $t_{NL,\mu}$ sonuçlarının $F_{AE,\mu}$ 'ye yaklaştığı gözlemlenmektedir. Birinci dereceden Taylor dönüşümlerinin doğal bir sonucudur. *AESTAR* modelinin yardımcı regresyonunda yer alan y_{t-1}^4 değişkeni ile *ESTAR* modelinin yardımcı regresyonundan daha yakınsak bir hale gelmiştir. Fonksiyon yapısına daha çabuk yakınsandığı için simetrik durumda dahi $F_{AE,\mu}$ daha güçlüdür. Sonuç olarak belirlenen durumlar için $F_{AE,\mu}$ test istatistiğinin en başarılı olduğu söylenebilmektedir.

DF testi için τ_μ test sonuçları irdelendiğinde $\theta_1 = \theta_2 = 1$ için transfer fonksiyonlarının geçişi hızlı iken testin diğer testlerin gücüyle yarıştığı hatta bazı durumlarda daha iyi güç özelliği verdiği belirtilmektedir. Bu durum geçişin birim kök yapısı altında iken hızlı olduğu ve çekicinin oldukça küçük belirlendiği durumlar için doğrudur ki; zaman serisi veri üretim mekanizması durağan doğrusal otoregresif yapıya benzemektedir. KSS (2003) yüksek geçiş hızları altında *DF* (1979) birim kök testinin daha güçlü olduğunu tespit etmişlerdir.

Sollis (2009) elde ettiği ampirik bulgular sonucunda; Norveç kronunun Amerikan dolarına karşın paritesinde, çekici etrafında gerçekleşen olumlu sapmaların aynı mutlak

¹⁰⁶ Park ve Shintani (2005) test metodolojisi temelde *ESTAR* modelinde yer alan parametrelerin doğrusal-dışı çözümlenmesini gerektirmektedir. Bu durumda doğrusal-dışı çözümün uygulanması ile durağanlığın sorgulanması yerine birincil olarak *ESTAR* yapısının açıklanmasını amaçlar. Ayrıca çözüm yöntemi maliyetli olduğu için üzerinde durulmamıştır.

büyüküğün negatif sapmalarından çok daha kalıcı olduđu sonucuna ulaşmışlardır. Sonuç olarak inceledikleri seride asimetri olduđu kabulü gerçekleşmiştir.

2.15.3. Kruse (2011) Birim Kök Testi

Kruse (2011) alternatif hipotezi doğrusal-dışı üssel yumuşak geçişli otoregresif modelleri baz alan birim kök testi geliştirmiştir. *ESTAR* modelinin, uluslararası makroekonomik veriler ile finansal zaman serilerinde başarılı bir şekilde uygulandığı bilinmektedir. Birim kök testi; Abadir ve Distaso (2007)¹⁰⁷ tarafından geliştirilen alternatiflerinden biri tek taraflı diğeri birleşik hipotez testinden uyarlanmıştır. Önerilen birim kök testinin asimptotik özellikleri belirlenmeye çalışılmıştır. Elde edilen birim kök testi ile KSS(2003) ile karşılaştırılmış ve Sollis (2011) tarafından ortaya konan testin güç özellikleri bakımından daha iyi olduđu sonucuna varılmıştır. Ampirik uygulaması da reel efektif döviz kuru değişimleri üzerine yapılarak, gerçek verilerde yarayışlı olduđu belirtilmeye çalışılmıştır.

Doğrusal-dışı zaman serileri özellikle yumuşak geçişli otoregresif *STAR* modelleri popüler hale gelmektedir. Kruse (2011), çalışmasında üssel yumuşak geçişli otoregresif modelleri *ESTAR* baz almıştır. Bu haliyle global durağan *ESTAR* modeline karşın birim testi geliştirmiştir. Temel olarak birim kök rejimi ile iki simetrik ortalamaya geri dönen rejim yapısına izin veren model yapısını baz almıştır. Herhangi bir zaman serisinin y_t ; herhangi bir çekici c parametreye yakın ve y_{t-1} serisi c 'ye yönelim gösteriyor ise; rassal yürüyüşe sahip bir seri gibi davranmaktadır. Üssel yumuşak geçişli otoregresif modellerde ortalamaya dönüş derecesi y_{t-1} ile c arasındaki uzaklığın karesine bağlıdır.

Örneğin döviz kurlarının modellenmesinde, serinin uzun vadeli denge durumuna yaklaşmasıyla durağan olmayan rassal yürüyüş gibi davranmasına yol açmaktadır. Ancak piyasada bulunan arbitraj etkisiyle uzun dönem denge konumundan uzaklaşmasında sürecin tersine çevrilmesi veya ortalamaya yönelmesi anlamını taşımaktadır. Üstelik

¹⁰⁷ Abadir Karim M., Walter Distaso, "Testing joint hypotheses when one of the alternatives is one-sided", *Journal of Econometrics*, 140.2, 2007, s.698-702.

arbitraj karlı değil ise, işlem masraflarını ödemek zorunda kalacaklardır. Bu ortalamaya dönüş derecesi ne kadar küçük veya büyük değer alabilmektedir. Bu durumlar özellikle *ESTAR* kullanımı finansal zaman serisi modellemesinde cazip kılmaktadır. Uygulamada ise reel döviz kuru, faiz oranları, işsizlik oranları ve logaritması alınmış getiri serileri için kullanıldığı gözlemlenmiştir.

Reel döviz kurlarının durağanlığını ifade ederken Satınalma Gücü Paritesi (*PPP*) teorisine atıfta bulunmaktadır. Bu haliyle durağanlığın alışlageldik doğrusal birim kök testleriyle reddi, Satınalma Gücü Paritesine karşı gelmektedir. Eğer zaman serisinin veri üretme mekanizmasında doğrusal-dışı unsurlar sergiliyor ise, doğrusal birim kök testleri yeteri kadar güçlü olamayacaklardır. Bu nedenle son zamanlar doğrusaldışı birim kök testleri artan bir ilgiyle kullanılmaktadır. Kruse (2011) geliştirdikleri test ile aylık reel efektif döviz getirileri için Satınalma Gücü parametresinin geçerli olduğunu belirtmişlerdir.

ESTAR model yapısı altında kullanılan en popüler yapı; *DF* tipi test yapısına sahip olan *KSS(2003)* test istatistiğidir. Bununla beraber yumuşak geçiş fonksiyonunda yer alan çekicinin belirlenmesi için önemli olan eşik parametresini $c = 0$ kabul etmektedir. Ancak¹⁰⁸ bazı çalışmalarda c 'nin istatistiksel bakımdan anlamlı tahminleri ile karşılaşılmaktadır. Bu varsayımın gevşemesiyle standart dışı bir test prosedürü ile karşılaşılabacaktır. Bir parametrenin tek taraflı, diğer parametrelerin ise çift taraflı olduğu bir bütünleşik hipotez altında çözümleme yapılması gerekmektedir. Bu durumda standart bütünleşik hipotez çözümlenmeleri yetersiz kalmaktadır. Abadir ve Distaso (2007) yeni bir yaklaşımla bu tür hipotezlerin çözümü için bir metod geliştirmişlerdir. Bu halde Kruse (2011) temel amacı sıfırdan farklı eşik parametresine c sahip olan *ESTAR* model yapıları için, *KSS(2003)* güç ve boyut özelliklerinden geride kalmayacak bir test mekanizması geliştirmeyi amaçlamıştır. *ESTAR* modeli $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ için

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2)) + \varepsilon_t \quad (146.2)$$

¹⁰⁸ Micheal ve diğ. (1997), Sarantis (1999), Taylor ve diğ. (2001), Rapach ve Wohar (2006) eşik parametresinin bulunması gerektiğini ima etmişlerdir.

Transfer fonksiyonunun yumuşak geçiş parametresi θ sifira yaklaştıkça, model doğrusal bir otoregresif yapıya bürünecektir. Bu halde $\theta \rightarrow 0$ için $\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$ şekline dönüşecek ve durağanlık koşulu $-2 < \phi < 0$ geçerli olacaktır. $\phi = 0$ model rassal yürüyüş yapısına dönüşecek ve model $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2)) + \varepsilon_t$ indirgenecektir. İndirgenmiş model yapısı için durağanlık koşulu korunarak $-2 < \gamma < 0$ halinde durağan bir görünüme kavuşacaktır. Ancak $y_{t-1} = c$ durumunda lokal durağan-dışı bir yapı sergileyecektir. Bununla birlikte $\gamma = 0$ için rassal yürüyüş özelliklerini taşıdığı unutulmamalıdır. Bu durumda birim kökün incelenmesi için doğrudan kurulacak $H_0: \theta = 0$ temel hipotezi, ϕ tanımlanmadıkça yetersiz kalacaktır. Temel hipotezin geçerliliği açısından transfer fonksiyonunun geçiş parametresinin θ biliniyor olması gerekmektedir. KSS(2003) aynı metodoloji altında birim kök testini geliştirmişlerdir. Ayrıca $c = 0$ kısıtı altında *ESTAR* modelini yorumlamışlardır.

Model $\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$ (146.2) olarak kabul edilmiş ve birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulanan yardımcı regresyonu

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + u_t \text{ şeklinde elde edilmektedir.} \quad (146.3)$$

Burada kübik terim *ESTAR* doğrusal-dışılığına yakınsamayı sağlamaktadır. u_t gürültü terimi, ε_t hata terimine, γ parametre katsayısına ve Taylor dönüşümü artıklarını η_t içermektedir. Bu haliyle deterministik trend içermeyen *DF* ($\tau - tau$) testine benzemektedir. KSS(2003) testlerinde, yardımcı regresyonun t istatistiği ile global durağan *ESTAR* yapısının alternatifine karşın birim kök incelenmesini önermişlerdir. Bu durumda temel hipotez $H_0: \beta_1 = 0$ iken alternatif hipotez $H_1: \beta_1 < 0$ halini alacaktır.

$$t_{NL} = \frac{\hat{\beta}_1}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^6}} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \hat{\beta}_1 y_{t-1}^3)^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^6}} \text{ için elde edilmektedir.}$$

Sıfırdan farklı lokasyon parametresine $c \neq 0$ izin verilen üssel geçiş fonksiyonu *ESTAR* model yapısı

$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2)) + \varepsilon_t$ (146) olarak kullanılmaktadır.

KSS (2003) benzer şekilde $\theta = 0$ etrafında üssel geçiş fonksiyonuna $G_t(\theta_1; y_{t-d}, c) = (1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2))$ birinci dereceden Taylor dönüşümü uygulandığında;

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1} + u_t \text{ elde edilmektedir.} \quad (174)$$

KSS (2003)'e benzer şekilde $\beta_3 = 0$ kabul edilerek y_{t-1} terimi modelden düşürülerek testin gücü artırılır. Elde edilen yardımcı regresyon yapısı;

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + u_t \text{ elde edilmektedir.} \quad (174.1)$$

Yardımcı regresyonun parametre katsayıları, sayısal olarak temel *ESTAR* modelinin katsayıları ile $\beta_1 = \gamma\theta$ ve $\beta_2 = -2c\gamma\theta$ açıklanabilmektedir. Burada iki çift hipoteze dikkat edilmelidir. $H_0: \theta = 0$ temel hipotezine karşın $H_1: \theta > 0$ alternatifine karşın bina edilmiştir. Bu durum yardımcı regresyonda $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ karşın $H_1: \beta_1 < 0, \beta_2 \neq 0$ durumuna denktir. Dikkat edilmesi gereken nokta, alternatif hipotez altında H_1 değişkenlerden biri tek taraflı diğerinin ise çift taraflı sınanması gerekliliğidir.

Kruse (2011)'in eşik parametresini $c \neq 0$ koşulu altında kabul etmesiyle getirdiği yenilik buradadır. Standart *WALD* testi ile bu soruna çözüm getirilemez. Ancak; Abasto ve Distaso (2007) bu sorunun çözümüne uygun bir metod geliştirmişlerdir. Temelde tek taraflı test parametresinin, çift taraflı test parametresini dikkate alarak ortogonal bir yapıya geçirilmesidir. Bu halde yapı tek taraflı hipotez testine tabi tutulacak (β_1) ve çift taraflı hipotez testine tabi olan ortogonal yapıya ulaşmak için döndürülen $\left(\beta_{\frac{1}{2}}\right)$ parametrelerine bağlı olacaktır. Elde edilen $\left(\beta_{\frac{1}{2}}\right)$ ve (β_1) birbirinden stokastik olarak bağımsızdır. Standart *WALD* testinden de birincil farkı budur. Regresyonun parametre katsayıları için elde edilen vektör $\delta = [\beta_1 \ \beta_2]'$ olsun. Elde edilecek temel hipotez $H_0: h(\delta) \equiv [h_1(\delta) \ h_2(\delta)]' = [\beta_1 \ \beta_2]' = [0 \ 0]'$ şeklinde olacaktır. Alternatif hipotez ise $H_1: h_1(\delta) < 0$ veya $h_2(\delta) \neq 0$ olarak elde edilecektir. Alternatif hipotez için

$H_1^\Omega: h_1(\delta) < 0$ ve $h_2(\delta) \neq 0$ alt setlerini içermektedir. Abadir ve Distaso (2007) tarafından uyarlanan *WALD* testinin H_1 veya herhangi bir alt seti olan H_1^Ω için tutarlıdır. Standart *WALD* istatistiği $W_{\mathcal{H}} = h(\hat{\delta})' \hat{V}^{-1} h(\hat{\delta})$ şeklindeki Hessian matrisi \mathcal{H} ile açıklanabilir.

$$\hat{V} = \left[\frac{\partial h(\delta)}{\partial \delta'} \Big|_{\delta=\hat{\delta}} (-\hat{\mathcal{H}}) \frac{\partial h(\delta)'}{\partial \delta} \Big|_{\delta=\hat{\delta}} \right] \text{ için elemanları } v_{ij} \text{ olmak üzere tanımlanmıştır.}$$

Bu halde modifiye edilmiş *WALD* testi;

$$\begin{aligned} \tau = & \left(\frac{\partial h_{2.1}(\delta)}{\partial \delta'} \Big|_{\delta=\hat{\delta}} (-\hat{\mathcal{H}}) \frac{\partial h_{2.1}(\delta)'}{\partial \delta} \Big|_{\delta=\hat{\delta}} \right)^{-1} \partial \hat{h}_{2.1}(\hat{\delta})^2 \\ & + 1(h_{2.1}(\hat{\delta}) < 0) \left(\frac{\partial h_1(\delta)}{\partial \delta'} \Big|_{\delta=\hat{\delta}} (-\hat{\mathcal{H}}) \frac{\partial h_1(\delta)'}{\partial \delta} \Big|_{\delta=\hat{\delta}} \right)^{-1} \hat{h}_1(\hat{\delta})^2 \end{aligned}$$

$h_{2.1}(\delta) = h_2(\delta) - \frac{h_1(\delta)v_{21}}{v_{11}}$ için $h_{2.1}(\delta)$ 'in tahmincisi $\hat{h}_{2.1}(\hat{\delta}) = \hat{h}_2(\hat{\delta}) - \frac{h_1(\hat{\delta})\hat{v}_{21}}{\hat{v}_{11}}$ elde edilir. Bu sonuçlar altında test istatistiği;

$$\tau = \left(\hat{v}_{22} - \frac{\hat{v}_{21}^2}{\hat{v}_{11}} \right)^{-1} \left(\beta_2 - \beta_1 \frac{\hat{v}_{21}}{\hat{v}_{11}} \right)^2 + 1(\hat{\beta}_1 < 0) \frac{\hat{\beta}_1^2}{\hat{v}_{11}} \text{ şeklinde açıklanabilir.}$$

Alternatifi global durağan *ESTAR* yapısı için bu şekilde test istatistiği oluşturulmuş olmaktadır. Daha basit bir şekilde yazılır ise; $\tau = t_{\beta_{\frac{1}{2}}=0}^2 + (\hat{\beta}_1 < 0) t_{\beta_1=0}^2$ halini almaktadır. $\beta_{\frac{1}{2}} \equiv \beta_2 - \beta_1 v_{21}/v_{11} = 0$ için $\beta_{\frac{1}{2}}$ parametresi β_1 'e karşı ortogonal olarak elde edilir. τ test istatistiğinin elde edildiği ilk terim, ortogonal ilişkinin belirlendiği yapının t istatistiğinin karesidir. Test istatistiğinin (τ) elde edildiği ikinci terim ise $\beta_1 = 0$ hipotezi için t istatistiğinin karesidir. Burada H_1 altındaki tek taraflı alt setler çarpılarak indikatör fonksiyon tarafından belirlenir.

Test istatistiğinin yanında testin asimptotik dağılımının da irdelenmesi gerekmektedir. Bu haliyle $\tau \Rightarrow A(W(r)) + B(W(r))$ elde edilir. A, B Brownian hareket

$W(r)$ fonksiyonları ise, alternatif hipotez altında $H_1: \theta > 0$ için τ istatistiği T oranıyla ıraksamaktadır.

Bunun yanında τ testinin asimptotik özelliklerinin, yardımcı regresyona gecikmeli düzeltmelerin eklenmesiyle değişmediği anlaşılmaktadır. Yardımcı regresyona eklenen ρ gecikmeli düzeltme yapısı gürültü teriminin serisel korelasyondan kurtulması sağlanır.

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (174.1)$$

Bu haliyle test istatistiğinin kritik değerleri belirlenmelidir. Kritik değerler 20000 adet simüle edilmiş ortalaması sıfır $d_t = 0$, ortalaması sıfırdan farklı $d_t = 1$ ve deterministik trende sahip $d_t = [1 \ t]'$ modeller çerçevesinde %1, %5, %10 istatistiksel anlamlılık dereceleri için belirlenmiştir. Denemeler için örneklem büyüklüğü $T = 1000$ seçilmiştir. Elde edilen kritik değerler Tablo 10.'da özetlenecektir.

Tablo 10. Kruse (2011) birim kök testi kritik değerleri

İstatistiksel Anlamlılık	$d_t = 0$	$d_t = 1$	$d_t = [1 \ t]'$
% 1	12.38 (13.15)	12.17 (13.75)	16.41 (17.10)
% 5	8.89 (9.53)	8.93 (10.17)	12.60 (12.82)
% 10	7.29 (7.85)	7.51 (8.60)	10.80 (11.10)

Not: Parantez içerisindeki değerler Kruse (2011) sonuçlarıdır.

Çalışmada, Kruse (2011) ile aynı yöntemde τ testinin kritik değerlerini elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, Tablo 13.'de parantez içindeki değerler orijinal çalışmada elde edilen değerlerdir. Bulunan sonuçlar istatistiksel anlamlılığa göre benzer yönelim göstermekte ve sonuçlar birbirlerine yakın bulunmuşlardır.

Testin boyut özellikleri incelendiğinde üç tip model üzerinde durulmuştur. Bu modeller oluşturulurken u_t gürültü terimi standart normal dağılıma uygun belirlenmiştir. Modellerin hata terimleri ise sırasıyla bağımsız ve özdeş dağılıma uygun (*iid*), birinci dereceden otoregresif yapıya sahip $AR(1)$ ve birinci dereceden hareketli ortalamaya sahip $MA(1)$ yapısındadır. Sırayla $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ ($\varepsilon_t = u_t$), $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ ($\varepsilon_t = \rho \varepsilon_t + u_t$)

ve $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ ($\varepsilon_t = u_t - \theta u_{t-1}$) için üç ayrı model tipi üzerinde uygulama gerçekleştirilmiştir.

Orijinal çalışmada Phillips ve Sul (2003)¹⁰⁹ yaklaşımı takip edilmiştir. Bu yaklaşımda az sayıda deney sayısı için çok değerleri kapsayacak şekilde homojen dağılımlardan örnek parametrelerin alınmasını sağlamaktadır. Otoregresif ve hareketli ortalama terimleri $\rho \sim U[\underline{\rho}, \bar{\rho}]$ ve $\theta \sim U[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ uniform dağılıma uygun olarak belirlenmişlerdir. Değişkenlerin alt sınırları $\underline{\rho} = \underline{\theta} = 0$ ve üst sınırları $\bar{\rho} = \bar{\theta} = 0.4$ olarak seçilmişlerdir. Boyut özelliklerinin belirlenmesi için 5000 deneme yapılmıştır. Örneklem sayısı birçok makroekonomik ve finansal zaman serisine bağlı olarak $T = 150, 300$ olarak seçilmiştir. Ayrıca denemelerde ilk 500 gözlem başlangıç koşullarının sistemdeki etkisini azaltmak için atılmıştır.

¹⁰⁹ Phillips Peter CB, Donggyu Sul, "Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence", *The Econometrics Journal*, 6.1, 2003, s.241-245.

Tablo 11. Kruse (2011) boyut özellikleri

Boyut testleri		<i>iid</i>			<i>AR(1)</i>			<i>MA(1)</i>		
T=150		%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
$d_t = 0$	τ_{NL}	0.72 (0.90)	4.06 (5.00)	9.44 (9.70)	0.82 (1.1)	4.62 (4.7)	9.12 (9.6)	1.84 (0.9)	7.98 (4.5)	14.72 (9.8)
	τ	0.80 (0.90)	3.66 (4.9)	7.46 (9.5)	1.1 (1.4)	4.28 (4.8)	8.4 (9.2)	1.36 (1.1)	6.3 (5.4)	10.94 (10.2)
$d_t = 1$	$\tau_{NL,\mu}$	0.72 (1.2)	3.7 (5.1)	7.48 (9.4)	0.64 (1.1)	2.18 (5.5)	3.62 (9.8)	1.5 (1.4)	6.22 (6.5)	11.42 (12.1)
	τ	0.42 (1.0)	2.4 (4.8)	4.54 (9.2)	0.46 (1.0)	2.82 (4.9)	5.62 (9.7)	1.14 (1.3)	4.8 (6.1)	9.24 (11.9)
$d_t = [1 \ t]'$	$\tau_{NL,t}$	0.66 (1.0)	3.52 (4.7)	7.04 (9.6)	0.88 (1.2)	3.9 (4.8)	7.92 (9.8)	1.04 (1.8)	5.1 (6.7)	10.36 (12.1)
	τ	0.6 (0.9)	3.4 (5.3)	6.66 (9.8)	0.68 (1.0)	3.68 (5.4)	7.96 (9.7)	0.72 (1.6)	4.38 (6.8)	8.36 (12.0)
T=300		%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
$d_t = 0$	τ_{NL}	0.84 (0.9)	4.62 (5.1)	9.54 (9.9)	1.02 (1.0)	5.54 (5.0)	10.26 (10.0)	2 (1.2)	8.9 (4.7)	15.62 (10.1)
	τ	0.74 (1.1)	3.52 (5.2)	7.78 (10.9)	0.74 (1.0)	3.8 (5.0)	7.54 (10.0)	1.5 (1.7)	6.04 (5.2)	11.4 (11.9)
$d_t = 1$	$\tau_{NL,\mu}$	0.66 (1.1)	3.94 (5.1)	7.78 (9.9)	0.94 (1.1)	2.62 (4.8)	4.2 (9.7)	1.54 (1.3)	6.48 (6.0)	11.98 (11.8)
	τ	0.44 (1.1)	2.52 (4.9)	5.28 (9.8)	0.48 (0.9)	2.82 (4.6)	5.8 (9.5)	1.2 (1.2)	5.56 (5.6)	10.02 (11.8)
$d_t = [1 \ t]'$	$\tau_{NL,t}$	0.78 (1.1)	4.1 (4.9)	8.62 (10.2)	0.66 (0.8)	3.94 (5.2)	8.22 (9.6)	1.1 (1.4)	5.3 (6.5)	10.1 (10.9)
	τ	0.6 (1.0)	3.4 (5.2)	6.66 (10.1)	0.64 (0.9)	3.94 (5.4)	7.92 (10.3)	1.3 (1.5)	6.08 (6.6)	11.38 (11.2)

Not: Parantez içerisindeki değerler Kruse(2011) sonuçlarıdır.

Kruse (2011), belirlenen tüm koşullar için boyut özelliklerini belirlemiştir. Sonuç olarak testlerin boyut özelliklerini uygun bulmaktadır. Ayrıca $MA(1)$ özelliği gösteren hata terimlerinin bulunduğu yapılarda az da olsa boyut büyüklüğünün aşıldığını görmüştür. Orijinal çalışma ile benzer şekilde boyut özelliklerini incelediğimizde benzer sonuçlara ulaştık. Elde ettiğimiz boyut özelliklerinin yönelimi orijinal çalışma ile benzerlik göstermektedir. Boyut özellikleri Tablo 11.'de sunulmuştur.

Kruse (2011) alternatif hipotezi, θ ve c parametreleri açısından global durağan doğrusal-dışı $ESTAR$ yapısı için güç özelliklerini %5 istatistiksel anlamlılık altında incelemiştir. $\gamma = -1$ için veri üretme mekanizması aşağıdaki gibidir. Taylor ve diğ. (2001) bu kısıtlamayı ampirik çalışmalarında kullanmışlardır. $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} (1 - \exp(-\theta(y_{t-d} - c)^2)) + \varepsilon_t$ için türetilmiştir. Eşik parametresi c ve yumuşak geçiş parametresi θ değerleri, alt ve üst sınır değerlerine bağlı olma üzere $c \sim U[\underline{c}, \bar{c}]$ ve $\theta \sim U[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ uniform dağılımdan elde edilmişlerdir.

Tablo 12. Kruse (2011) güç özellikleri

T=150		c_0, θ_l	c_{+5}, θ_l	c_{+10}, θ_l	c_{-5}, θ_l	c_{-10}, θ_l	c_{-5}, θ_h	c_{-10}, θ_h
$d_t = 0$	τ_{NL}	87.4 (88.9)	58.2 (60.8)	55.0 (55.2)	58.4 (62.2)	53.7 (56.0)	86.7 (88.2)	91.3 (90.7)
	τ	37.1 (58.4)	33.0 (49.3)	41.5 (51.7)	32.6 (50.3)	40.9 (49.3)	82.7 (90.4)	88.5 (92.4)
$d_t = 1$	$\tau_{NL,\mu}$	48.9 (51.9)	45.7 (47.8)	48.1 (50.4)	44.3 (46.6)	47.7 (49.0)	91.9 (92.8)	93.6 (93.1)
	τ	49.3 (54.0)	48.6 (51.9)	58.4 (60.8)	48.6 (52.3)	58.4 (60.1)	98.8 (99.5)	99.1 (99.4)
$d_t = [1 \quad t]'$	$\tau_{NL,t}$	29.8 (30.7)	26.3 (26.5)	34.9 (37.3)	26.0 (28.9)	33.9 (37.6)	86.7 (87.1)	91.2 (92.1)
	τ	31.0 (33.6)	29.1 (30.3)	41.8 (42.3)	28.9 (30.4)	40.4 (44.3)	94.6 (95.4)	96.6 (96.6)
T=300		c_0, γ_l	c_{+5}, γ_l	c_{+10}, γ_l	c_{-5}, γ_l	c_{-10}, γ_l	c_{-5}, γ_h	c_{-10}, γ_h
$d_t = 0$	τ_{NL}	99.6 (99.6)	90.9 (92.4)	73.9 (73.0)	90.6 (92.0)	74.1 (74.4)	96.3 (97.0)	96.5 (97.2)
	τ	86.4 (95.3)	72.0 (88.1)	64.5 (72.6)	71.9 (88.5)	65.2 (74.5)	94.5 (98.2)	95.7 (97.9)
$d_t = 1$	$\tau_{NL,\mu}$	90.0 (91.1)	87.1 (87.6)	77.6 (77.8)	87.4 (88.4)	77.6 (79.7)	97.6 (98.1)	97.1 (97.5)
	τ	91.4 (92.9)	91.4 (92.3)	92.7 (93.3)	91.6 (91.8)	91.9 (93.9)	100.0 (100.0)	100.0 (100.0)
$d_t = [1 \quad t]'$	$\tau_{NL,t}$	77.1 (77.5)	71.9 (74.2)	66.0 (64.1)	72.6 (73.4)	65.2 (65.9)	96.5 (97.7)	96.4 (96.3)
	τ	80.1 (81.6)	77.5 (78.9)	79.3 (78.4)	77.9 (79.6)	79.0 (78.7)	100.0 (100.0)	100.0 (100.0)

Not: Parantez içerisindeki değerler Kruse(2011) sonuçlarıdır.

İlk denemede lokasyon parametresi sıfır seçilmiş ($c_0 \equiv c = 0$) ve rejimler arası geçiş hızı yavaş ($\theta_l \equiv \theta \sim U[0.001, 0.01]$) olduğu kabul edilmiştir. İkinci ve üçüncü denemede lokasyon parametresi $c_2 \sim U[-5, 5]$ ve $c_3 \sim U[-10, 10]$ uniform dağılımdan elde edilmiştir. Dördüncü ve beşinci denemelerde lokasyon parametresinin üst sınırı sıfır $c_4 \sim U[-5, 0]$ ve $c_5 \sim U[-10, 0]$ uniform dağılımına bağlı olarak seçilmiştir. Çalışmada $\underline{c} = 0$ alt sınırın sıfır kısıtı altında ile simetrik durumundan ölçümlenebilecek anlamlı bir fark oluşmamıştır. Altı ve yedinci denemelerde rejimler arası geçiş hızı ($\theta_h \equiv \theta \sim U[0.01, 0.1]$) hızlanmış, dört ve beşinci derecelerde yer alan lokasyon parametrelerinin sahip olduğu istatistiksel özellikler değiştirilmemiştir. Test sonuçları incelendiğinde Kruse (2011) testinin ortalamadan arındırılmış ve trendden arındırılmış seriler için KSS(2003)'den daha güçlü olduğu söylenebilmektedir. Sadece sıfır ortalamaya sahip $d_t = 0$ modellerde KSS(2003) daha iyi performans göstermiştir. Genel olarak Kruse (2011) testinin kullanımı yaklaşık $T = 150$ için %11 ve $T = 300$ için %15 güç kazanımı sağlamaktadır. Testin gücü hakkında biz de benzer sonuçları saptadık. Orijinal çalışmanın değerleri Tablo 12.'de parantez içinde gösterilmektedir.

Literatürde yer alan doğrusal-dışılığı dikkate alan diğer birim kök testleri izleyen kısımda incelenmeye çalışılmıştır.

2.15.4. Gonzales ve Gonzalo (1997) Birim Kök Testi

Birim kök modellerinin ana eleştirilerinden biri de, oran veya değişim ile ölçülebilen ekonomik değişkenlerin birim köke sahip olamayacağıdır. Bu durum teorik bir gerçektir. Ancak bu özelliklere sahip olan işsizlik, enflasyon ve faiz oranları gibi değişkenler incelendiğinde geleneksel birim kök yapısı altında durağan-dışı olarak belirlenmektedirler. Gonzales ve Gonzalo (1997)¹¹⁰ çalışmasında eşikli model yapısı altında bu tür değişkenlerin durağanlığını incelemek adına birim kök testi geliştirmişlerdir. Özellikle eşik değeri bilinmediğinde, temel hipotezi eşik içermeyen ve alternatif olarak eşik yapısı içermesi durumu incelenmektedir. Ortaya koydukları test istatistiğini $sup - t^2$ olarak adlandırmışlardır. Oluşturdukları model ise eşikli birim kök

¹¹⁰ Gonzalez Martin, Jesús Gonzalo, "Threshold unit root models", Statistics and Econometrics Series 21, Working Paper 97-50, Departamento de Estadística y Econometría, 1997, s.1-30.

modeli (*TUR*) olarak adlandırmışlardır. Model eşikli otoregresif doğrusal model (*TAR*) ile birim kök metodolojisinin birleşmesinden oluşmaktadır. Modelin bazı rejimlerinde birim kök içerdiği varsayımı altında inceleme yapılmıştır.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } Z_{t-d} \leq r, \\ \phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } Z_{t-d} > r \end{cases} \quad (175)$$

iki rejime sahip *TAR* modelinde eşik değerine r model yapısı belirlenmektedir. Z_{t-d} n dereceden Markov işlemcisi olduğunu kabul edilsin.

$$\Delta y_t = [\phi_1 I(Z_{t-d} \leq r) + \phi_2 I(Z_{t-d} > r)] y_{t-1} + \varepsilon_t = \delta_t y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (175)$$

$I(.)$ indikatör fonksiyonu olmak üzere aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \gamma I(Z_{t-d} \leq r) y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ şeklinde yeniden düzenlenebilir.} \quad (175.1)$$

Elde edilen katsayılar $\rho = \phi_2 - 1$ ve $\gamma = \phi_1 - \phi_2$ şeklindedir.

Yeniden düzenlenmiş eşikli otoregresif model *TAR* denkleminde, zaman serisinin veri üretme sürecinde eşik bulunma durumu artık incelenebilmektedir. $H_0: \gamma = 0$ temel hipotezi için modelde eşik yapısı bulunmadığı anlamına gelmektedir. Modelde eşik yapısı bulunmuyor ise, geleneksel birim kök testleri durağanlığın sınanmasında kullanılabilir.

Eşikli otoregresif *TAR* model yapılarında eşik değeri r bilinmediği kabul edilmektedir. Bu halde eşik değerinin r belirlenmiş bir aralık içinde \tilde{R} bulunduğu varsayılabilir. Kurulan sıfır hipotezler bu aralık içinde sınanmaya devam edecektir. Eşik değeri r zaman boyutu arttıkça T daha tutarlı bir şekilde $\min_{r \in \tilde{R}} \hat{\sigma}^2(r)$ koşuluna uygun belirlenebilir. Eşik değerinin r asimptotik dağılımı, model katsayılarından $\hat{\phi}_i$ bağımsızdır.

Eşik değeri r önemi şurada yatmaktadır ki; ihmal edildiğinde eşik tanımlanmış model altında elde edilen $\hat{\rho}$ tahmini tutarsız olacaktır. Bu tutarsızlıktan kaçınmak adına

modelde herhangi bir parametrenin tahminlenmesi yerine eşik deęerinin tahminlenmesi gerekmektedir.

Gonzales ve Gonzalo (1997), duraęan $I(0)$ ve duraęan-dışı $I(1)$ koşulları için birim kökün saptanmasında kullanılan test istatistikleri bakımından; $H_0: \gamma = 0$ temel hipotezi için $\sup - t^2$ deęerleri üstünlük taşımaktadır.

$S_1 = \sup_{r \in \hat{R}} t_{(\gamma=0)}^2(r)$ eşik yapısı içermemekte iken ve duraęanlık koşulunda,

$S_2 = \sup_{r \in \hat{R}} t_{(\gamma=0)}^2(r)$ eşik yapısı içermemekte iken ve duraęan-dışı koşulunda elde edilmektedir.

Çalışmada geliştirilen test istatistięi, güç özellikleri bakımından geleneksel DF testi ile karşılaştırılmış ve daha başarılı bulunmuştur.

2.1.5. Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi

Bu çalışmada¹¹¹ amaçlanan birim kök altında oluşturulan sıfır hipotezii, asimetrik ayarlama ile duraęanlık alternatifine karşı test etmektir. Geliştirilen test istatistięi için uygun istatistiksel anlamlılıklarda kritik deęerler geliştirilmiştir. Geleneksel Dickey-Fuller birim kök testlerini baz alarak, eşikli otoregresif (TAR) ve momentum eşikli otoregresif ($M - TAR$) model yapıları altında irdelenmeye çalışılmıştır. Geliştirilen testlerin çoklu eşik yapısı altında, DF testinden daha güçlü oldukları belirtilmektedir. Çalışmanın eksik yanı olarak, geliştirilen testin boyut özelliklerine dair hiçbir sonuç paylaşılması ve deęinilmemesidir.

Testlerin ampirik olarak denemesi, faiz oranlarının incelenmesiyle gösterilmiştir. Seçilen zaman aralığı dahilinde, seçilen faiz oranı yapısının uzun dönem denge ilişkisine yöneliminin asimetrik olduęu belirlenmiştir.

¹¹¹ Enders, Walter, and Clive William John Granger, 1998, op.cit., 304-311.

Çalışmanın iki temel amacı vardır. Birincisi *TAR* modeli altında, serideki herhangi bir “derin” hareketin yapısını taklit edebilmektedir. Burada derin hareket ile kastedilmek istenilen, zaman serisinde çukurların tepe noktasından daha belirgin olmasıdır. “Keskin” hareketler ise serinin ortalamaya yöneliminin, ortalamadan uzaklaşmadan daha dik olduğunu açıklamaktadır. Bu tipik hareketlerin tanımı Sichel (1993)¹¹² tarafından ortaya atılmıştır. Bu nedenle *TAR* modellerinin kullanımı; serinin trendin üstünde olduğunda otoregresif bozulmanın hızlı ve değişken trendin altındayken otoregresif bozulma yavaşlıyor ise seride düşüşlerin tepe noktalarından daha kalıcı olacaktır. Bu düşüşler basamaklı bir yapı sergileyecektir.

İkinci amaç ise “keskin” olarak tanımlanan hareketlerin *M – TAR* yapısı altında yakalanmasıdır. Burada otoregresif bozunma seri değerlerinin artış ve azalış hızına karşın farklılık göstermektedir. Bu farklılık mevcut ise, asimetric yönelimin yakalanması sağlanacaktır.

Standart *DF* birim kök testi yaklaşımı için; $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ için $\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$ kabul edilmektedir. Durağanlığın tespiti için amaçlanan $-2 < \phi < 0$ koşulu altında uygun kritik değerlerin kullanılmasıdır. Burada hareketle *TAR* modeli yapısı;

$$\Delta y_t = \begin{cases} \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} \geq 0, \\ \phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} < 0 \end{cases} \text{ şeklinde açıklanmaktadır.} \quad (176)$$

Burada da durağanlık koşulu $-2 < (\phi_1, \phi_2) < 0$ için genişletilebilir. Durağanlık geçerli ise ϕ_1, ϕ_2 otoregresif katsayılarının En Küçük Kareler tahminlerinin asimptotik çok değişkenli normal dağılıma tabi olduklarını belirtmiştir. Bu nedenle ε_t istenilen koşullarda değil ise, modelin düzeltilmesi adına yüksek dereceden otoregresif değişkenlerin katılabilmesi mümkün hale gelmiştir. Modelin benzer şekilde ifade edilmesi için Heaviside¹¹³ fonksiyonu da kullanılabilir. Bu sayede uzun dönem dengesine yönelimi ifade edebilmektedir.

¹¹² Sichel Daniel E., "Business cycle asymmetry: a deeper look", *Economic inquiry*, 31.2, 1993, s.225-227.

¹¹³ Heaviside fonksiyonu; belirlenen değere kadar aldığı değerler sıfır olan ve belirlenmiş değere ulaştığında ve aynı boyut üzerinde devam ederken değeri bir olan sinyal fonksiyonudur. Bunu yapısal kırılmanın açıklanmasında kullanılan kırılma kuklası gibi düşünebiliriz.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } y_{t-1} \geq 0, \\ 0 & \text{eğer } y_{t-1} < 0 \end{cases} \text{ için}$$

$$\Delta y_t = I_t \phi_1 y_{t-1} + (1 - I_t) \phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (176.1)$$

Eğer kurulan model seri yapısına yakınsıyor ise, $y_t = 0$ uzun dönem dengesini ifade etmektedir. Eğer y_{t-1} uzun dönem dengesinin üzerine çıkarsa, düzeltme $\phi_1 y_{t-1}$ olacaktır. Benzer şekilde y_{t-1} uzun dönem dengesinin altına inerse, düzeltme $\phi_2 y_{t-1}$ haline gelecektir. Bu haliyle uzun dönem dengesinin altında ve üstünde olma durumunda düzeltmenin nasıl asimetrik olduğu ifade edilmiştir. Bu haliyle “derin” hareket olarak açıklanan durum *TAR* model yapısı altında açıklanabilir ki; koşulu $-1 < \phi_1 < \phi_2 < 0$ olsun. Bu durumda uzun dönem dengesinin negatif rejimi pozitif rejiminden daha kalıcı olacaktır.

Çalışmada *M – TAR* model yapısı altında ise asimetri ile beraber dengeye yönelim hızı da momentum olarak dikkate alınmaktadır. Denge durumunu dikkate alan model yapısında yer alan Heaviside fonksiyonunu serinin yönelimi yerine serinin yönelim hızını dikkate alırsa; model yapısı *M – TAR* halini almaktadır.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta y_{t-1} \geq 0, \\ 0 & \text{eğer } \Delta y_{t-1} < 0 \end{cases} \text{ için } \Delta y_t = I_t \phi_1 y_{t-1} + (1 - I_t) \phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (176.2)$$

“Keskinlik” hareketi olarak, $|\phi_2| > |\phi_1|$ için $\Delta y_{t-1} \geq 0$ için küçük bir bozunma görülecektir. $\Delta y_{t-1} < 0$ içinse önemli bir bozunma gözlemlenecektir. Serideki artışlar devam ederken, serideki azalışlar model çekicisine doğru hızlı geri dönem eğiliminde olacaktır.

Temel hipotezi birim kök yapısı olan ve alternatif *TAR* veya *M – TAR* modeli olmak üzere 100000 adet deneme için Monte Carlo simülasyonu gerçekleştirilmiştir. Bu halde %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık altında kritik değerlere ulaşılmıştır. $T = 50, 100, 250, 1000$ örneklem büyüklüğü için, $\phi_1 = \phi_2 = 0$ için F istatistiği değerlerine ulaşılmıştır. Asimetriyi dikkate alması adına $\Delta y_{t-1} = 0$ düzeyini kesmeyen denemeler tekrarlanarak elde edilmiştir.

Testin güç özelliklerinin karşılaştırılması adına sonuçlar tablollaştırılmıştır. $\phi_1\{= -0.05, -0.10\}$ ve $\phi_2\{= -0.05, -0.10, -0.20, -0.50, -0.75, -1.50\}$ eşikli otoregresif değerleri $T = 100$ örneklem büyüklüğü için 2500 adet deneme yapılmıştır. Asimetrimin arttığı koşullarda Enders ve Granger (1998) tarafından geliştirilen testin TAR ve $M - TAR$ yapılarını dikkate almasıyla daha güçlü olduğu belirlenmiştir. Eşik sayısının artmasıyla testin varsayımları nedeniyle daha iyi sonuçlar verdiği görülmektedir.

2.15.6. Berben ve Van Dijk (1999) Birim Kök Testi

Çalışmada¹¹⁴ temel olarak amaçlanan Enders ve Granger (1998) tarafından ortaya konulan test istatistiklerinin temel eksikliklerini tartışarak ileriye taşınmasıdır. Önerilen test istatistiğinin kullanım açısından yetersiz olduğunu ifade etmişlerdir. Alternatif hipotez altında tahminlenen eşik parametresinin yanlış tahminlenmesi bu olumsuzluğa neden olmaktadır. Kendinden önceki test yapılarında eşik değerinin tanımlanmamasına bağlı nedeniyle, kıyaslandığında oldukça az da olsa güçlü görünmektedir. Berben ve van Dijk (1999) tutarlı bir test istatistiği geliştirmiş ve geliştirdikleri test istatistiğinin Enders ve Granger (1998) testinden daha güçlü olduğunu belirtmişlerdir. Çalışmalarında sürekli ve eşikli otoregresyon ($CTAR$) modeli üzerinden birim kök sınaması gerçekleştirmişlerdir. Modelde eşik değişkeni s_t , eşik değeri r ve hata terimi $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ olmak üzere $CTAR$ modeli elde edilmektedir.

$$y_t = \begin{cases} \phi_{10} + \phi_{11}y_{t-1} + \phi_{12}y_{t-2} + \dots + \phi_{1\rho}y_{t-\rho} + \varepsilon_t & \text{eğer } s_t \leq r \\ \phi_{20} + \phi_{21}y_{t-1} + \phi_{22}y_{t-2} + \dots + \phi_{2\rho}y_{t-\rho} + \varepsilon_t & \text{eğer } s_t > r \end{cases} \quad (177)$$

Eğer geçiş değişkeni bağımlı değişkenin d gecikmeli değerlerine $s_t = y_{t-d}$ bağımlı ise; model kendinden uyarılan eşikli otoregresif ($SETAR$) modeli olarak adlandırılmaktadır. Chan ve Tsay (1998)¹¹⁵, $SETAR$ modelleri için $s_t = y_{p-d}$ eşik koşulunda zamanın her noktasında sürekli otoregresif bir fonksiyon yapısında olduğunu belirtmektedir. Bu nedenle veri kümesi $Y^* = \{1, y_{p-1}, \dots, y_0\}$ ve Φ_1, Φ_2 iki rejimdeki

¹¹⁴ Berben Robert-Paul, Dirk Jacobus Cornelis Dijk, “Unit root tests and asymmetric adjustment: A reassessment”, Econometric Institute, 1999, s.1-27.

¹¹⁵ Chan Kung-Sig, Ruey S. Tsay, "Limiting properties of the least squares estimator of a continuous threshold autoregressive model", *Biometrika*, 85.2, 1998, s.414-418.

otoregresif parametre katsayıları vektörü için $\Phi'_1 Y * = \Phi'_2 Y *$ halini alacaktır. Rejim sayısı i olmak üzere $\Phi_i = (\phi_{i0}, \phi_{i1}, \dots, \phi_{i\rho})$ parametre katsayıları; $1 < j \neq d \leq \rho$ koşulu altında uzun dönem denge koşulu için $\phi_{10} + r\phi_{1d} = \phi_{20} + r\phi_{2d}$ eşitliği elde edilecektir. Bu denge koşulu altında *SETAR* modeli

$$y_t = \phi_0 + \sum_{j=1, \neq d}^{\rho} \phi_j y_{t-j} + \begin{cases} \phi_{1d}(y_{t-d} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} \leq r \\ \phi_{2d}(y_{t-d} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} > r \end{cases}, \quad (178)$$

$\phi_0 = \phi_{10} + r\phi_{1d}$ için tanımlanır.

Buradan hareketle *CTAR* modeli tekrar tanımlanabilir. Serinin denge noktasında eşik değerine eşit veya eşdeğerde özelliklere sahip bir çekici barındırması iki rejim için de otoregresif yapının eşik değere r eşit olması sağlanabilir. İki rejim söz konusu ise $r = 1, 2$ ve $\rho = d = 1$ olarak kabul edildiğinde *CTAR* modeli;

$\phi_{i0} / (\sum_{j=1, \neq d}^{\rho} \phi_j y_{t-j} - \phi_{id}) \equiv r$ uygulandığında,

$$y_t = r + \begin{cases} \phi_{11}(y_{t-1} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} \leq r \\ \phi_{21}(y_{t-1} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} > r \end{cases} \text{ elde edilecektir.} \quad (177.1)$$

Chan ve Tong (1985), *CTAR* modelinin $(|\phi_{11}| \cdot |\phi_{21}|) < 1$ koşulu altında asimptotik durağan olduğu belirlenmiştir¹¹⁶. Bu koşul altında zaman serisi y_t geometrik ergodik olarak kabul edilmektedir. Elde edilen model için koşullu otoregresif parametrelerin katsayıları $\phi_{11} = \phi_{21}$ koşulu sağlanır ise; model r ortalamasına sahip doğrusal yapıya bürünecektir. Ayrıca *CTAR* modelinde koşullu otoregresif katsayıların $\phi_{11} = \phi_{21} = 1$ koşulunun sağlanmasıyla; model yapısı hem doğrusal bir yapıya bürünecek, hem de saf rassal yürüyüş modeline dönüşecektir. Bu durumda eşik değeri r tanımlanamayacaktır.

¹¹⁶ Chan Kung S., Howell Tong, "On the use of the deterministic Lyapunov function for the ergodicity of stochastic difference equations", *Advances in applied probability*, 17.3, 1985, s.669-671.

Berben ve van Dijk (1999) çalışmasında birim kök testini; eşik değeri r bilinmesi ve bilinmemesi durumlarında belirlemeye çalışmıştır. Eşik değerinin r bilindiği durumda; temel hipotez olarak doğrusallığın ve durağan-dışılığın alternatifi olarak doğrusal-dışılık ve durağanlığa karşın test edilmesi için birinci farkı alınmış *CTAR* model yapısı;

$$\Delta y_t = \begin{cases} (\phi_{11} - 1)(y_{t-1} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} \leq r \\ (\phi_{21} - 1)(y_{t-1} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} > r \end{cases} \text{ elde edilmektedir.} \quad (177.2)$$

Koşullu otoregresif katsayıları $\rho_1 = \phi_{11} - 1$ ve $\rho_2 = \phi_{21} - 1$ şeklinde düzenlenebilir.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \rho_1(y_{t-1} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} \leq r \\ \rho_2(y_{t-1} - r) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} > r \end{cases}, \quad (177.2)$$

$I(\cdot)$ İndikatör fonksiyonu yapısında da gösterilebilir.

$$\Delta y_t = \rho_1(y_{t-1} - r)I(y_{t-1} \leq r) + \rho_2(y_{t-1} - r)I(y_{t-1} > r) + \varepsilon_t \quad (177.2)$$

Bu halde kurulacak temel hipotez $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ ve alternatif hipotez $H_1: \rho_1 < 0, \rho_2 < 0$ olarak kurulmaktadır. Eşik değeri r bilindiğinde otoregresif katsayıların ρ_1, ρ_2 tahminlenmesi oldukça kolaydır. En küçük kareler tahmincisi altında;

$$\hat{\rho}(r) = (\sum_{t=1}^n y_{t-1}(r)y_{t-1}(r)')^{-1}(\sum_{t=1}^n y_{t-1}(r)\Delta y_t) \text{ olarak elde edilmektedir.}$$

Belirlenmiş eşik değerine göre zaman serisinin gecikmeli değeri $y_{t-1}(r) = ((y_{t-1} - r)I(y_{t-1} \leq r) + (y_{t-1} - r)I(y_{t-1} > r))'$ için katsayılar elde edilmektedir. Parametre katsayılarının tahminine ait hatalar $\hat{\varepsilon}_t(r) = \Delta y_t - y_{t-1}(r)'\hat{\rho}(r)$ elde edilmektedir. Tahmine ait hatalar $\hat{\sigma}_T^2(r) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(r)^2$ zaman boyutu T olmak üzere elde edilmektedir. Sonuç olarak eşik değeri r biliniyor ise, bütünleşik F istatistiği kullanılarak birim kök hipotezi test edilebilmektedir.

$F_T(r) = \frac{1}{2} \frac{(\sum_{t=1}^T \Delta y_t y_{t-1}(r)') (\sum_{t=1}^T y_{t-1}(r) y_{t-1}(r)')^{-1} (\sum_{t=1}^T y_{t-1}(r) \Delta y_t)}{\hat{\sigma}_T^2(r)}$ bu durumda zaman serisi y_t durağan iken, $T \rightarrow \infty$ için $\sum_{t=1}^T I(y_{t-1} \leq r) \rightarrow F(\cdot)$ elde edilir ve y_t 'nin kümülatif dağılım fonksiyonuna eşittir. Ancak zaman serisi durağan dışı iken $\sum_{t=1}^T I(y_{t-1} \leq r) \rightarrow \int_0^1 IW(r) \leq 0$ halini almaktadır. $[0, 1]$ aralığında $W(\cdot)$ Wiener işlemcisidir.

O halde; $F_T(r)$ dağılımı eşik değerinden r bağımsızdır. Bu nedenle Gonzales ve Gonzalo (1997) eşik değeri değişkeni olarak sadece durağan eşik değişkenlerinin yapıda yer almasına izin vermişlerdir.

Eşik değeri r bilinmiyor ise; önce önyükleme yapılarak tahminlenmesi gerekmektedir. Öyle bir eşik değeri r tahminlenmelidir ki; tahminin varyansını $\hat{\sigma}_T^2(r)$ minimize etsin. Koşulu $\hat{r} = \underset{r \in \Gamma}{\operatorname{argmin}} \hat{\sigma}_T^2(r)$ olan ve tüm olası eşik değerleri kümesi için tahminlenir. Gerçek eşik değeri r olası eşik değerleri kümesi Γ tarafından içeriliyor ise özellikle tanımının yapılmasına gerek yoktur.

Andrews (1993)¹¹⁷, bu kümenin aralığını; $\Gamma = \{r | y_{(\pi_0(T-1))} \leq r \leq r | y_{(1-\pi_0(T-1))}\}$ için belirlemiş ve π_0 değerini yaklaşık olarak 0.15 olduğunu belirtmiştir. Bazı çalışmalarda¹¹⁸ eşik değeri r , zaman serisinin gecikmeli değerinin y_{t-1} örneklem ortalaması olarak alınmaktadır. Enders ve Granger (1998), söz konusu eşik değeri için uzun dönem dengesinde asimetrik yönelimlere izin verilerek daha güçlü bir test yapısı ortaya koymuşlardır. Bu halde eşik değeri \hat{r} tahmin değeri aralıkta Γ yer almaktadır. $\Gamma = \{\tau | \tau_0 \leq \tau \leq 1 - \tau_0\}$ aralığı için $(\tau_0, \tau_1) \in (0, 1)$ aralığındaki oranlar olmak üzere kabul edilir. Bu kabul tüm veri seti setinin maksimum ve minimum değerleri arasını taramak yerine daha küçük bir aralığın taranmasına imkan sağlamaktadır. Eşik tahmini $r(\hat{\tau}) = (1 - \hat{\tau})y_0 + \hat{\tau}y_{T-1}$ tarafından sağlanmalıdır. Bu koşul altında aralık belirlenmelidir.

¹¹⁷ Andrews Donald WK, "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1993, s.834.

¹¹⁸ Davies (1977,1987), Andrews (1994), Hansen (1996) ve Enders ve Granger (1998) eşik değerin gözlemlenmesi sonucu örneklem ortalamasına değer bakımından yakın olduğunu belirtmişlerdir.

$\tau_0 = \frac{y_{(\pi_0(T-1))} - y_0}{y_{(T-1)} - y_0}$ ve $\tau_1 = \frac{y_{(T-1)} - y_{((1-\pi_0)(T-1))}}{y_{(T-1)} - y_0}$ için π_0 büyüklüğündeki kesit en azından iki rejim tarafından da içermelidir.

Eşik değeri belirlendikten sonra temel ve alternatif hipotezlerde yer alan hata varyansları karşılaştırılmasıyla F istatistiği elde edilir. Elde edilen test istatistiği Γ seti içinden elde edilen test istatistiklerinin supremum değeridir.

$$F_T(r(\tau)) = \frac{T}{2} \left(\frac{\sigma_T^2 - \sigma_T^2(r(\tau))}{\sigma_T^2(r(\tau))} \right) \text{ için } F_T = F_T(r(\tau)) = \sup_{\tau \in \Gamma} F_T(r(\tau)) \text{ koşuluna uymaktadır.}$$

Çalışmada elde edilen test istatistiği, yapılan denemeler dahilinde; Enders ve Granger (1998), *ADF*, *DF - GLS* (1996)¹¹⁹ ve *KPSS* (1992)¹²⁰ testleriyle karşılaştırılarak gücü incelenmiştir. Genel anlamda test incelenen koşullar dahilinde Enders ve Granger (1998) daha güçlü olarak bulunmuştur.

2.15.7. Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Testi

Caner ve Hansen (2001)¹²¹ geliştirdikleri birim kök testi ile iki rejime sahip eşikli otoregresif (*TAR*) modelini baz almışlardır. Veri üretme mekanizmasında yer alan eşik mekanizması, temel hipotez altında *WALD* testlerinin asimptotik yapılarında standart olmayan ve durağan koşul altındakinden farklılık göstermektedir. Bu nedenle önyükleme (bootstrap) yaklaşımı üzerinden temel bir çıkarım önermişlerdir. Otoregresif yapıların temel hipotez altında iken asimptotik dağılımları incelenmiş ve eşik yapısı nedeniyle standart dışı olduklarına karar verilmiştir. Asimptotik ve önyükleme tabanlı test yapısının önerilmesiyle, hem eşik yapısı nedeniyle doğrusal-dışı olan hem de birim kök içermesi nedeniyle durağan-dışı olan birleşik bir değerlendirmeye izin vermektedir.

¹¹⁹ Elliott Graham, Thomas J. Rothenberg, H. James Stock, "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64.4, 1996, s.813-836.

¹²⁰ Kwiatkowski Denis, et al. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of econometrics*, 54.1-3, 1992, s.159-178.

¹²¹ Caner Mehmet, Bruce E. Hansen, "Threshold autoregression with a unit root", *Econometrica*, 69.6, 2001, s.1555-1596.

Birçok çalışmada¹²² serilerin veri üretme mekanizmalarının durağan, ergodik ve birim kök yapısı içermediği kabul edilmiştir. Bu halde durağanlık ile doğrusal-dışılığı birbirinden ayırmak için bu iki etkiyi de bünyesinde barındıran bir uygulama geliştirilmelidir. Caner ve Hansen (2001), eşik yapısı için *WALD* testini ve birim kök yapı için *WALD* ile *t* istatistiğini dikkate alan bir yapı geliştirmişlerdir.

Temel hipotez altında asimptotik dağılım, iki bileşene sahiptir. Birincisi serinin içerdiği birim kök yapısı ile ve deterministik trend yapısından kaynaklanan yönelimlerdir. İkincisi ise durağan yapı altında bu yapıları özdeş olarak içeren yapıyı doğrusallıktan uzaklaştıran eşik yapılarıdır. Bu nedenle herhangi bir seri dahilinde elde edilen asimptotik dağılım, diğer seriler için kullanılamaz.

O halde öncelikle eşik değerinin λ etkisinin bulunması gerekmektedir. Her defasında seri yapısına uygun önyükleme yapılması gerekmektedir. Bu önyüklemenin yapılmasının amacı hata terimlerinin ε_t varyansını minimize eden eşik değerinin λ bulunmasıdır.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } \Delta y_{t-1} \geq 0, \\ \phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } \Delta y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (179)$$

$$\phi = \begin{pmatrix} \rho \\ \beta \\ \mu \\ \alpha \end{pmatrix} \text{ katsayıların yer aldığı olmak üzere;}$$

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_1^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2, \quad \hat{\lambda} = \underset{\lambda \in \Lambda}{\operatorname{argmin}} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

Eşik değerinin λ bulunması ile *TAR* modelinde yer alan diğer parametre katsayılarının ϕ_1, ϕ_2 bulunması sağlanabilmektedir. Artık elde tahminler ile anakütlenin parametre katsayıları hakkında çıkarım yapılabilir. Elde edilen istatistikler

¹²² Chan (1991) ve Hansen (1996), eşik yapısı altında likelihood (en çok olabilirlik) testinin asimptotik dağılımını tanımlamamışlardır. Chan (1993) eşik yapısı altında en küçük kareler parametre katsayılarının tahminlerinin süper tutarlı olduğunu ve asimptotik dağılımını ortaya koymuşlardır. Hansen (1997, 2000) bu asimptotik dağılımı yorumlamak için alternatif bir yaklaşım geliştirmiştir. Chan ve Tsay (1998) ilgili sürekli *TAR* modelini analiz ederek, bu modelde yer alan parametre katsayılarının tahminlerinin asimptotik dağılımını ortaya koymuştur.

standart olmakla birlikte, durağan-dışılık ve tanımlanamayan parametreler bulunabileceğinden örneklem dağılımları standart değildir.

Temel hipotezimiz $H_0: \phi_1 = \phi_2$ olsun ki; bu koşulda veri üretme sürecinde eşik yapısı bulunmadığı kabul edilmiştir. Bu kısıt altında kurulan *WALD* istatistiği; $W_T = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2} - 1 \right)$ halini alacaktır. Burada σ_0^2 uygun eşik değeri λ altında elde edilen hata terimleri varyansıdır. σ^2 ise temel hipotezde yer alan doğrusal modelden elde edilen hata terimlerinin varyansıdır.

$W_T(\lambda) = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\lambda)} - 1 \right)$ için $W_T(\lambda)$ sabit kabul edilen eşik değeri λ için kurulan eşikli yapı ile temel hipotezin karşılaştırıldığı *WALD* istatistiği halini almaktadır.

$W_T = W_T(\lambda) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda)$ haline gelmektedir ve *sup - Wald* olarak adlandırılır. Elde edilecek istatistik değerleri kümesinin üst sınırlarının en küçüğüdür. Burada dikkati çeken nokta $\sigma^2(\lambda)$ arttıkça $W_T(\lambda)$ değerinin azalmasıdır. Bu haliyle eşik değerin seri üzerindeki etkisi incelenebilmektedir.

Çalışmada elde edilen testin boyut ve güç özellikleri incelenmiştir. Boyut özellikleri için incelenen model yapısı; $\varepsilon_t \sim iid(0, 1)$ için

$$\Delta y_t = \begin{cases} \rho_1 y_{t-1} + \beta_1 t + \mu_1 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } \Delta y_{t-1} \geq \lambda \\ \rho_2 y_{t-1} + \beta_2 t + \mu_2 + \alpha_2 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } \Delta y_{t-1} < \lambda \end{cases} \text{ kabul edilmiştir. (180)}$$

Örneklem büyüklüğü $T = 100$ için %5 istatistiksel anlamlılık altında, eşik değeri λ yakınsaması için 500 adet önyükleme ile 10000 deneme yapılmıştır. Denemeler (α, ρ, μ) parametre katsayılarının değiştirilerek gerçekleştirilmiş ve boyut özelliklerinin oldukça iyi olduğu gözlemlenmiştir. Boyut özellikleri incelenirken kabul edilen ayrı ayrı tek kısıt $\rho_1 \neq \rho_2, \mu_1 \neq \mu_2$ ve $\alpha_1 \neq \alpha_2$ durumudur.

İkincil olarak birim kök sınamalarına değinilmiştir. Durağanlık koşulu için $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ gerekli ve yeterlidir. Ancak seri durağan ve ergodik ise, rejimlerin

durağanlığı tam olarak açıklanamaz. Özel bir durum altında, $\rho_1 < 0$, $\rho_2 < 0$ ve $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ koşulları için seri durağandır. Bu halde alternatif hipotez $H_1: \rho_1 < 0$ ve $\rho_2 < 0$ olmaktadır.

Unutulmamalıdır ki; rejimlerin kısmi durağanlığı da söz konusu olabilir.

$$H_2: \begin{cases} \rho_1 < 0 & \text{ve} & \rho_2 = 0 \\ & \text{veya} & \\ \rho_1 = 0 & \text{ve} & \rho_2 < 0 \end{cases} \text{ rejimlerden biri durağan iken diğeri durağan-dışı özellik}$$

gösterebilir. Bu durumda tüm seri durağan-dışı olarak belirlenmesi mümkündür. Bu halde kurulacak *WALD* istatistiği; $R_{2T} = t_1^2 + t_2^2$ olacaktır. Burada en uygun eşik değeri λ için en küçük kareler tahmincisi altında elde edilen $\hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2$ parametre katsayılarının t istatistiğidir. Alternatif hipotezler H_1, H_2 tek taraflı olmasına rağmen elde edilen *WALD* istatistiği çift taraflıdır. Çift taraflı elde edilen bütünleşik hipotez, tek taraflı olan hipotezlerden güç bakımından eksiktir. Bu nedenle yapının tek taraflı olarak kurulması sağlanır.

$R_{1T} = t_{1(\hat{\rho}_1 < 0)}^2 + t_{2(\hat{\rho}_1 < 0)}^2$ için tek taraflı alternatifini için elde edilmektedir. Elde edilen test istatistiği tüm bu alternatif koşulları içerecek şekilde genişletilebilir. $R_T = R(t_1, t_2)$ olmak üzere t istatistiklerine bağlı bir fonksiyon olarak belirlenmektedir. Özetlediğimizde H_0 temel hipotezini H_1, H_2 alternatif hipotezleri için R_T 'nin büyük değerleri için reddedilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır. Kritik değeri belirlemek adına H_0 altındaki testin örnekleme dağılımı elde edilmelidir. Elde edilen testin asimptotik dağılımı incelendiğinde yalnızca t istatistiklerine bağlı olduğu başka hiçbir değişkene bağlı olmadığı görülmektedir. t istatistikleri simetrik özellik taşıdığı için değerlerini maksimize eden bir aralık içinde $R(t_1, t_2)$ fonksiyonu altında değerlendirilebilirler. Bu sayede birim kökün belirlenmesi için gerekli kritik değerlere ulaşılmıştır.

Caner ve Hansen (2001) çalışmasında testlerin güçlerini karşılaştırıp, tek taraflı R_{1T} istatistiğinin kullanılması gerektiği ileri sürülmüştür. R_{1T} istatistiğinin anlamlı olması halinde incelenen serinin birim kök içermediğine karar verilmektedir. Ancak seri iki rejimden oluşmaktadır ve hangi rejimde birim kök içerip içermediğinin tespit edilmesi için t_1 ve t_2 istatistikleri tekrar kullanılmalıdır. Hangi t istatistiği anlamlı ise seriyi

oluşturan ilgili rejim birim kök içermektedir sonucuna ulaşılmıştır. Burada t istatistikleri geleneksel DF testinin kritik değerleri ile karşılaştırılabilir.

2.15.8. Kapetanios ve Shin (2003) Birim Kök Testi

Çalışmaları¹²³, durağan-dışı uzun hafıza yapısına alternatif olarak doğrusal-dışılığın formlarından olan $ESTAR$ ve $SETAR$ modellerini baz alarak test edilmesini kapsamaktadır. Doğrusal-dışılık ile durağan-dışılığın birbirleri ile karıştırılması zaman serilerinin yanlış tanımlanmasına neden olmaktadır. Bu haliyle durağan fakat doğrusal-dışı seriler durağan-dışı olarak kabul edilebilmektedir. Tam tersi de geçerlidir ki; durağan-dışı ve doğrusal seriler de doğrusaldışı olarak tanımlanabilmektedir.

Uzun hafıza modellerinde, uzun hafıza parametresinin birden küçük olması durumunda da seriler durağan-dışı olarak belirlenebilmektedir. O yüzden rejimleri $SETAR$ ve $ESTAR$ olarak belirlenen uzun hafıza modelleri için; serilerin kalıcılığı yüksek ise durağan-dışı olarak kabul edilebilmektedir.

$ARFI$ model yapısı için; uzun hafıza parametresi $1/2 \geq d < 3/2$ koşulu altında, zaman boyutu için;

$$(1 - L)^d y_t = \phi(L)^{-1} \varepsilon_t = u_t \text{ şeklinde modellenebilmektedir.} \quad (181)$$

Burada ε_t sabit varyansa σ^2 , bağımsız ve özdeş dağılıma ve sonlu moment yapısına sahiptir. $ARFI$ modelleri için $ARFIMA$ modellerinin sahip olduğu kısıtlamaları $\phi(L)$ polinom derecesi sonsuza yaklaştığında geçersiz hale gelecektir.

Eğer zaman serisi sonsuz gecikmeye sahip hareketli ortalamalar modeli ile açıklanabilseydi;

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_i u_{t-i} \text{ olacaktır.} \quad (181.1)$$

¹²³ Kapetanios George, Yongcheol Shin, "Testing for nonstationary long memory against nonlinear ergodic models", *University of London Queen Mary Economics Working Paper*, 500, 2003, 1-41.

Burada hareketli ortalama parametrelerinin katsayıları;

$a_i = \frac{\Gamma(d+1)}{\Gamma(i+1)\Gamma(d-i+1)}$ elde edilmektedir. Model otoregresyon şeklinde düzenlenirse;

$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} b_i y_{t-i} + u_t$ halini alacaktır. Otoregresyon modelinde parametre katsayıları;

$b_i = \frac{\Gamma(i-d)}{\Gamma(i+1)\Gamma(-d)}$ elde edilmektedir. u_t teriminin değişkenliği $0 \leq \mathcal{E} \leq 1$ koşulu altında

$\sigma_t^2 \equiv E(y_t^2)$ elde edilmektedir.

$\sigma_T^{-1} y(\mathcal{E}) = y_{\mathcal{E}^* T} \xrightarrow{d} Y_d$ kısmi brownian hareketi aşağıdaki şekilde elde edilmektedir.

$$V_d = \frac{1}{\Gamma(d+1)^2} \left(\frac{1}{2d+1} \int_{-\infty}^0 [(1+\tau)^d - \tau^d]^2 d\tau \right)$$

$$\frac{1}{\Gamma(d+1)V_d^{-1/2}} \left(\int_0^{\mathcal{E}} (\mathcal{E}-s)^d dB(s) + \int_{-\infty}^0 [(\mathcal{E}-s)^d - (-s)^d] dB(s) \right)$$

Bu durumda $d \geq 1/2$ için $\sigma_T^2 \sim \sigma_u^2 V_d T^{2d-1}$ koşulu altında standart Brownian hareket göstermektedir. Çalışmada $1/2 \geq d < 1$ koşulunu taşıyan uzun hafıza modellerinin, alternatifi durağan ancak doğrusal-dışı modeller ile karşılaştırılması konu alınmıştır.

Bu koşulda oluşturulan birim kök uygulaması için daha önceki çalışmalara konu olan eşik değerleri $(r_1, r_2) \in \Gamma = [r_{min}, r_{max}]$ aralığında seçilmiştir. Seçilen eşik değerleri seçimi olasılık değerlerine π_1, π_2 bağlı olarak $\Pr(y_{t-1} < r_1) = \pi_1 > 0$ ve $\Pr(y_{t-1} > r_2) = \pi_2 < 1$ için gerçekleşmektedir. $r_1 \leq y_{t-1} < r_2$ koşulunda orta rejimin koridor özelliği gösterdiği kabul edilmiştir. Bu halde *ESTAR* ve *SETAR* modelleri için oluşturulan wald testi aşağıda verilmiştir.

$$W_{(r_1, r_2)}^{avg} = \frac{1}{\#\Gamma} \sum_{i=1}^{\#\Gamma} W_{(r_1, r_2)}^{(i)}, \quad W_{(r_1, r_2)}^{exp} = \frac{1}{\#\Gamma} \sum_{i=1}^{\#\Gamma} \exp\left(\frac{W_{(r_1, r_2)}^{(i)}}{2}\right)$$

Çalışmada elde edilen test sonuçları, uzun hafıza parametresinin d bire yakın olduğu durumlarda daha güçlü olarak, durağan ve doğrusal-dışı yapıları belirleyebildiği saptanmıştır.

2.15.9. Bec, Salem ve Carrasco (2004) Birim Kök Testi

Çalışmada¹²⁴ üç rejime dayanan *SETAR* modeli kullanılmıştır. Orta rejimin durağan, durağan-dışı veya patlayan seri özelliği taşıması durumuna göre, rejimlerin birbirinden ayrılmasını güçleştirmektedir. Üç rejim yapısının seçilme nedeni; iki ülkeyi temel alan bir sektör modeli olduğu düşünülmüştür. Bu haliyle eşik değerleri r_1, r_2 arasında kalan orta rejimde ticaret yapılmadığı düşünülmektedir. Eşik değerlerini ise iki kur arasındaki nisbi taşıma maliyetlerinden oluştuğu belirtilmiştir. Bu haliyle ortadaki rejim halindeki kısımlarda yapının durağan olduğu kabul edilmiştir.

Çalışmanın öneli noktalarından biri de budur. Dışarda kalan rejimin ikinci kökü bunu telafi ettiği sürece, ortada kalan rejim birim köke sahip veya patlayan seri özelliği gösterse bile durağan gibi davranabilmektedir.

Üç rejim içeren *SETAR* modeli;

$$y_t = \begin{cases} \phi_{10} + \phi_{11}y_{t-1} + \phi_{12}y_{t-2} + \dots + \phi_{1\rho}y_{t-\rho} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} \leq r_1 \\ \phi_{20} + \phi_{21}y_{t-1} + \phi_{22}y_{t-2} + \dots + \phi_{2\rho}y_{t-\rho} + \varepsilon_t & \text{eğer } r_1 < y_{t-d} \leq r_2 \\ \phi_{30} + \phi_{31}y_{t-1} + \phi_{32}y_{t-2} + \dots + \phi_{3\rho}y_{t-\rho} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} > r_2 \end{cases} \quad (182)$$

ρ, d pozitif değere sahip gecikme dereceleri olmak üzere r_1, r_2 eşik değerlerini içermektedir. Eşik değerlerin $-\infty < r_1 < r_2 < +\infty$ koşulunu sağladığı düşünülmüştür. Chen ve Tsay (1991)¹²⁵ iki rejimli *TAR(1)* yapısı için ergodikliğin gerekli ve yeterli koşullarını belirtmişlerdir. Çoklu rejim yapısı içinse Chan, Petrucelli, Tong ve Woolford

¹²⁴ Bec Frédéric, Mélika Ben Salem, Marine Carrasco. "Tests for unit-root versus threshold specification with an application to the purchasing power parity relationship", *Journal of Business & Economic Statistics*, 22.4, 2004, s.382-395.

¹²⁵ Chen Rong, Ruey S. Tsay, "On the ergodicity of TAR (1) processes", *The Annals of Applied Probability*, 1.4, 1991, s.613-614.

(1985)¹²⁶ benzer durumda belirtmişlerdir. Ancak $TAR(p)$ yapısı için ergodikliğin koşullarının genişletilmesi gerekmektedir.

Farklı alınmış $SETAR(p)$ modeli; ticaretin yapılmadığı kısımdaki rejim dikkate alınarak, uzun denge dönemine simetrik yönelim gösterdiği gözlemlenmektedir.

$$y_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}y_{t-2} + \dots + \alpha_{1\rho}y_{t-\rho} + \mu_1 + \rho_1y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} \leq r \\ \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}y_{t-2} + \dots + \alpha_{2\rho}y_{t-\rho} + \mu_2 + \rho_2y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } |y_{t-d}| < r \\ \alpha_{30} + \alpha_{31}y_{t-1} + \alpha_{32}y_{t-2} + \dots + \alpha_{3\rho}y_{t-\rho} + \mu_3 + \rho_3y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} > r \end{cases} \quad (183)$$

Çalışmada eşik parametresi indikatörü olarak kullanılan değişkenin hangi gecikme ile kullanılacağı d gecikmesinin belirlenmesine bağlıdır. Eğer zaman serisinde çok fazla kalıcılık bulunuyor ise; $d = 1, 2, 3$ arasında seçim yapmak oldukça zordur çünkü tüm bu değişkenlere ait parametrelerin benzer davrandığı belirtilmiştir.

Modelde temel hipotez iki farklı tipte kullanılabilir. Birincisi, en genel haliyle $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$ olarak birim kök sınaması sınanabilmektedir. Eğer birim kök ile birlikte doğrusallığın beraber sınanması istenirse; $H_0': \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$ ve $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$ koşullarının irdelenmesi gerekmektedir. Her iki temel hipotez incelendiğinde H_0' yerine H_0 kullanılmalıdır. Çünkü H_0' reddedilirse bunun nedeni serinin veri üretim mekanizmasının doğrusal-dışı veya durağan-dışı olması kabul edilebilir.

Birim kök testi metodolojisi için eşik değerinin belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada eşik değerinin r seçiminin önsel bilgiye bağlı olarak araştırmacıya dayalı olduğunu belirtmektedir. Seçilen aralık için wald $W_T(r)$, Lagrange çarpanı $LM_T(r)$ ve benzerlik oranı (likelihood ratio) $LR_T(r)$ istatistiklerinin *supremum* değerleri göz önüne alınmıştır.

¹²⁶ Chan Kung S., et al. "A multiple-threshold AR (1) model", *Journal of applied probability*, 22.2, 1985, s.270-271.

$$W_T(r) = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \hat{\rho}' [R(\sum_{t=1}^T X_t X_t') * R'] \hat{\rho}$$

$$LM_T(r) = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} [\sum_{t=1}^T X_t \tilde{\varepsilon}_t]' [\sum_{t=1}^T X_t X_t'] * [\sum_{t=1}^T X_t \tilde{\varepsilon}_t]$$

$$LR_T(r) = T \ln \left(\frac{\tilde{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2} \right)$$

Eğer $\sum_{t=1}^T X_t X_t'$ tekil bir matris ise genelleştirilmiş tersi alınmalıdır. Kullanılan * bu durumu sembolize etmektedir. X_t açıklayıcı değişkenleri, temsil etmektedir.

Çalışmada elde edilen bu üç istatistik geleneksel *ADF* birim kök testine karşın güç ve boyut denemelerinin kıyaslamalarında kullanılmıştır. Bu testlerden en güçlü olanı benzerlik oranı $LR_T(r)$ olarak belirlenmiş. Ancak dikkati çeken bir nokta olarak küçük eşik değerleri seçildiğinde klasik *ADF* birim kök testinin denemelerinde diğer 3 testi geride bıraktığı görülmektedir.

2.15.10. Jong, Wang ve Bae (2005) Birim Kök Testi

Çalışmada¹²⁷ üç rejimli eşikli birim testi (*TUR*), hata terimlerinin özdeş ve bağımsız olmadığı koşullarda tutarlı birim kök testi geliştirilmeye çalışılmıştır. Geliştirilen birim kök testinin zaman serisinin hafıza etkilerini olumsuz etkilediği belirlenmiştir. Çalışma; Park ve Shintani (2005) tarafından hata terimlerinin serisel korelasyon içerdiği durumları ele almasıyla benzeşmektedir. Jong ve diğ. (2005) bu durum için yaklaşım olarak, Philips-Perron test yapısında olduğu gibi en uygun band genişliği dizisi altında hata terimlerindeki korelasyon etkisi kaldırılmayı hedeflemiştir.

Çalışmada geliştirilen test istatistiği; sıfır hipotezi altında bilinmeyen ve tanımlanamayan eşik değerleri r_1, r_2 için geliştirilmiştir. Eşik yapısı altında birim kök modelinde koridor yapısı bulunduğu kabul edilmiştir.

¹²⁷ de Jong Robert M., Chien-Ho Wang, Youngsoo Bae, "Correlation robust threshold unit root tests", *Department of Economics, Columbus, OH, Ohio State University, 2007.*

$$\Delta y_t = \begin{cases} \phi_1(y_{t-1} - r_1) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} < r_1 \\ \varepsilon_t & \text{eğer } r_1 \leq y_{t-d} \leq r_2 \\ \phi_2(y_{t-1} - r_2) + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} > r_2 \end{cases} \quad (184)$$

halinde eşikli model yapısı elde edilmektedir. $I(\cdot)$ olasılığı bildiren indikatör fonksiyonlar altında için model yapısı elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \phi_1(y_{t-1} - r_1)I(y_{t-1} < r_1) + \phi_2(y_{t-1} - r_2)I(y_{t-1} > r_2) + \varepsilon_t \quad (184.1)$$

Burada kurulan sıfır hipotezi altında eşik değerleri r_1, r_2 tanımsız kalacaktır. Burada Philips-Perron test yaklaşımı kurulan sıfır hipotezi; ϕ_1, ϕ_2 parametre katsayıları için

$\inf_{r_1, r_2} \hat{t}_{H_0: \phi_1(r_1, r_2)} = 0$ ve $\inf_{r_1, r_2} \hat{t}_{H_0: \phi_2(r_1, r_2)} = 0$ elde edilecektir. kurulan temel hipotezlerden $\inf_{r_1, r_2} \hat{t}_{H_0: \phi_2(r_1, r_2)} = 0$ değerine yoğunlaşılacak, $\inf_{r_1, r_2} \hat{t}_{H_0: \phi_1(r_1, r_2)} = 0$ durumunun benzeştiği varsayılacaktır. $\inf_{r_1, r_2} \hat{t}_{H_0: \phi_1(r_1, r_2)} = 0$ değerini bulmak için temel hipotezin H_0^* yakınsama davranışını belirlemek gerekmektedir. Bu haliyle temel hipotezin asimptotik olarak davranışını belirlemek mümkün olacaktır.

$$G_n(x_2) = n^{-1/2} \sum_{t=2}^n \varepsilon_t (n^{-1/2} y_{t-1} - x_2) I(n^{-1/2} y_{t-1} > x_2)$$

Burada amaçlanan davranışın sabit değer halinde olan eşik değeri x altında $H_0^* - G_n(x) \rightarrow 0$ yakınsaması beklenmektedir. Burada farkın sıfıra yakınsaması; hata terimlerinin ε_t asimptotik yakınsama $G_n(x)$ için limit sürecine sahip olduğunu açıklayabilmektedir.

Bu yüzden Philips-Perron yaklaşımı ile hata teriminin doğrusal yapıya sahip olduğu ve $r_j = j/k_n, n_j = [jn/k_n]$ için $j \in [0, k_n]$ altında belirlenen bant değeri k altında; $U_n(r) = n^{-1/2} y_{[rn]}$ belirlenmektedir.

$H_n^*(x_2) = \sum_{j=1}^{k_n} (U_n(r_j) - U_n(r_{j-1}))(U_n(r_{j-1}) - x_2)I(U_n(r_{j-1}) > x_2)$ için tanımlanmaktadır.

$U_n(r)$ değişkeni, söz konusu aralığında $r \in [0, n^{-1})$ tanımlanmıştır. Test istatistiği için eşik değerlerin seçimi $\underline{r}_{1n} < r_1 < r_2 < \bar{r}_{2n}$ alt ve üst değerleri için seçilmiştir. Sıfır hipotezi altında $(x_1, x_2) = (n^{-1/2}\underline{r}_{1n}, n^{-1/2}\bar{r}_{2n})$ için $(\lambda \underline{d}_\beta, \lambda \bar{d}_\beta)$ yakınsadığı kabul edilirse;

$$\beta_n(x_2) = n^{-1} \sum_{t=2}^n (n^{-1/2}y_{t-1} - x_2)^2 I(n^{-1/2}y_{t-1} > x_2)$$

$$s_n^2(x_1, x_2) = (n - 2)^{-1} \sum_{t=2}^n \hat{\varepsilon}_t(x_1, x_2)^2$$

$$\hat{\sigma}_n^2 = n^{-1} \sum_{t=2}^n (\Delta y_t)^2$$

$\lambda_n^2 = n^{-1} \sum_{t=2}^n \sum_{s=2}^n \Delta y_t \Delta y_s k((t-s)/\gamma_n)$ ağırlıklandırılması γ_n band genişliği altında elde edilmektedir. Çalışmada J istatistiği olarak adlandırılan eşik yapısı altında birim kök sınaması aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$J_2 = \inf_{(x_1, x_2) \in X} (\hat{\sigma}_n / \hat{\lambda}_n) \frac{H_n^*(x_2)}{s_n(x_1, x_2) \sqrt{\beta_n(x_2)}}$$

$$J_1 = \inf_{(x_1, x_2) \in X} (\hat{\sigma}_n / \hat{\lambda}_n) \frac{H_n^*(x_1)}{s_n(x_1, x_2) \sqrt{\beta_n(x_1)}}$$

Test istatistiği, çalışmanın ampirik kısmında altı ülkenin aylık tüketici fiyat indeks değerleri ile Amerikan dolarına karşın nominal parite değerlerine bağlı olarak denenmiştir. Sonuçlara bakıldığında seçilen seriler için, geleneksel DF ve Philips-Perron testleri sıfır hipotezini istenildiği oranda reddedememiştir. Geliştirilen J testleri farklı n/k_n değerleri altında sıfır hipotezini reddetmiş ve incelenen serilerin yapılarında birim kök bulunmadığını göstermiştir. Elde edilen sonuç Satınalma Gücü Paritesi altında tutarlıdır.

2.15.11. Park ve Shintani (2005) Birim Kök Testi

Park ve Shintani (2005)¹²⁸ çalışmasında iki rejime sahip eşikli, kesikli veya yumuşak geçişli transfer fonksiyonuna sahip yapılarda doğrusaldışı modeller için birim kök sınaması geliştirmiş olmasıdır. Örneğin; KSS (2003) birim kök testi *ESTAR* yapısını, Caner ve Hansen (2001) birim kök testi *TAR* modelini dikkate almaktadır. İki rejim için kabul edilen, durağan kısım $\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$ kabul edilirken, birim köke sahip kısım; $\Delta y_t = \varepsilon_t$ olarak bu koşula uygun olarak kabul edilmiştir.

$\phi < 0$ için ε_t sıfır ortalamalı, serisel korelasyon içerebilen hata terimleridir. Geçiş fonksiyonu $\pi(y_{t-d}|\theta)$, π ağırlıklandırılmasıyla durağan kısımda gösterilebilir. Δy_t zaman serisini veri üretme süreci,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} \pi(y_{t-d}|\theta) + \varepsilon_t \text{ elde edilir.} \quad (185)$$

y_{t-d} burada geçiş değişkeni olup, durağan-dışı bir değişken olarak kabul edilir. Burada geçiş fonksiyonunun gecikme parametresi $d \geq 1$ olarak kabul edilmektedir. Park ve Shintani (2005), *inf - t* istatistiğinin temel farkları bunlardır. Birçok doğrusal-dışı birim kök testi için olduğu gibi, uygulamada geçiş fonksiyonun durağan olması kabul edilmektedir. m boyutlu parametre vektörü θ yalnızca durağan rejimde tanımlanabilmektedir. Bu haliyle $m + 1$ boyutlu gerçek uzayda, $\pi(\cdot)$ gerçek değerli bir geçiş fonksiyonunu belirtmektedir. Bununla beraber hata terimlerinin ε_t yapısında herhangi bir serisel korelasyon var ise, bağımlı değişkenin daha yüksek dereceden gecikmeli değerleri eklenerek bu sorun düzeltilebilmektedir. Burada Park ve Shintani (2005), eklenen yüksek dereceli fark terimlerinin koşula bağlı olmadığı kabul etmektedir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} \pi(y_{t-d}|\theta) + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \text{ halini almaktadır.} \quad (185.1)$$

Model yapısında oluşturulan temel hipotez $H_0: \phi = 0$ ve karşısında oluşturulan alternatif hipotez $H_1: \phi < 0$ için y_t doğrusal-dışı ortalamaya dönen model yapısı denetlenmektedir.

¹²⁸ Park Joon Y., Mototsugu Shintani, 2005, op.cit., s.1-51.

Ancak, alternatif hipotez olarak oluşturulan $H_1: \phi < 0$ yeterli ve gerekli değildir. Veri üretme mekanizması iki rejimden oluştuğu için y_t zaman serisinin durağan olarak belirlenebilmesi için fazladan koşulları sağlamasına ihtiyaç duyulmaktadır. Burada dikkati çeken nokta $\phi = 0$ olsa bile serinin durağan olabileceğidir.

O halde verilen zaman boyutu T altında, Φ_T fonksiyonu zaman boyutuna göre rassal parametre aralıklarının (y_1, y_2, \dots, y_T) sırasını gösterebilir. Bu halde $\theta \in \Phi_T$ koşulu altında her dizi için bir t istatistiği elde edilir. $T_T(\theta) = \frac{\hat{\phi}_T(\theta)}{s(\hat{\phi}_T(\theta))}$ şeklinde $\theta \in \Phi_T$ koşuluna uygun t istatistiği dizisi hesaplanmaktadır. Denklem otoregresif parametre katsayısının En küçük kareler tahmini $\hat{\phi}_T(\theta)$ ve katsayının standart hatası $s(\hat{\phi}_T(\theta))$ olmak üzere t istatistiği dizisi elde edilmektedir. $T_n = \inf_{\theta \in \Phi_T} T_T(\theta)$ tüm dizi değerleri içinde *infimum* (en küçüklerin en büyüğü) seçilerek *inf - t* istatistiği olarak belirlenir. Park ve Shintani (2005), literatürde sıkça görülen çift taraflı sınamaların tek taraflı olarak geliştirdiği *inf - t* testini önermektedir.

Elde edilen *inf - t* istatistiğinin limit dağılımı modelde yer alan ve aşırı tanımlanmaya neden olan parametrelerden bağımsızdır. Yalnızca geçiş fonksiyonu ile zaman boyutuna göre ayarlanan rassal parametre aralıkları uzayına bağlıdır. Bu haliyle test doğrusal-dışı modeller için geniş bir aralıkta kullanılabilir. Kim ve Moh (2012)¹²⁹ *inf - t* istatistiği ile Japon Yeni üzerinden Satınalma Gücü Paritesini (PPP) saptamayı amaçlamışlardır. Farklı doğrusal-dışı modeller için (ESTAR, BLSTAR ve BTAR) uygulamayı gerçekleştirmişlerdir. Ancak Kim ve Moh (2010)¹³⁰ Taylor yaklaşımını dikkate alan modellerin eksik tanımlanabildiğine işaret etmişlerdir.

¹²⁹ Kim Hyeongwoo, Young-Kyu Moh, "Examining the evidence of purchasing power parity by recursive mean adjustment", *Economic Modelling*, 29.5, 2012, s.1851-1855.

¹³⁰ Kim Hyeongwoo, Young-Kyu Moh, "A century of purchasing power parity confirmed: The role of nonlinearity". *Journal of International Money and Finance*, 29.7, 2010, s.1399.

2.15.12. Kapetanios ve Shin (2006) Birim Kök Testi

Çalışmasında¹³¹ üç rejime sahip *SETAR* yapısı altında global durağanlığı irdeleyen birim kök testi geliştirmişlerdir. Eşikli eşbütünleşme literatürünü takiben zaman serisinin veri üretme sürecinin koridor yapısı gösterdiği kabul edilmiştir. Bu yapı altında üst ve alt rejimlerin otoregresif parametreleri dahilinde *WALD* istatistiği ile birim kök yapısı sorgulanmıştır. Eşik parametresinin bilindiği kabulü üzere, temel hipotezin asimptotik dağılımı oluşturulmuştur. Çalışmada eşik parametrelerinin önsel bilgi altında belirlenebileceği bildirilmiştir.

Eşikli eşbütünleşme metodolojisinde orta rejimde durağan-dışılığı ve doğrusal-dışılığı irdeleyen birleşik test istatistiği oluşturmuşlardır. Çünkü orta rejiminin davranışı üst ve alt rejim karakteri bakımından gölgelenebilmektedir. Monte Carlo simülasyonları altında yaptıkları denemelerde söz konusu üç rejimli *TAR* yapısı için geleneksel Dickey-Fuller testleri güçleri bakımından başarısız olmuşlardır. Bu duruma benzer olarak, Caner ve Hansen (2001) eşik yapısı altında doğrusal-dışılığın bulunduğu ve bulunmadığı durumlar için birim kök testi geliştirmişlerdir.

Kapetanios ve Shin (2006) yaptıkları çalışmayı üç rejimli *SETAR* için literatürde ayıran özellikler şu şekilde sıralanabilmektedir. Birincisi önceki çalışmalarda¹³² zaman serisinde yer alan koridor rejiminin eylemsizlik gösterdiği koşulunu dikkate almamışlar ve hem iç hemde dış rejimler için otoregresif parametrelerin ortak önemi için test prosedürü önermektedirler. Koridor rejimi ile kastedilen durum ise orta rejimin rassal yürüyüşe sahip olması durumudur.

İkincisi eşik parametresini tahminlemek için kullandıkları önyükleme yaklaşımları farklılık göstermektedir. Kapetanios ve Shin (2006), çalışmalarında bu iki

¹³¹ Kapetanios George, Yongcheol Shin, "Unit root tests in three-regime *SETAR* models", *The Econometrics Journal*, 9.2, 2006, s.252-278.

¹³² Bec, Ben, Salem ve Carcasso (2004) kantil yaklaşımını benimsemekte ve elde edilen eşik değeri, temel hipotez tarafından sınırlandırılmamakta ancak alternatif hipotez tarafından sınırlandırılmaktadır. Bec, Guay ve Guerre (2006) model yapısına daha uygun bir yaklaşım belirlemektedir. Bu haliyle elde edilen eşik parametresi alternatif hipotez tarafından sınırlandırılmamakta ve temel hipotez tarafından sınırlandırılmış hale gelmektedir. Temel veya alternatif hipotez tarafından sınırlandırılmamış olmaları, dağılımdan bağımsız olmaları anlamına gelmektedir.

karşıt seçenek arasında orta bir yordam önermektedir. Bilinen eşik değerinden elde edilen supremum test istatistiklerinin yanında aritmetik ortalama ile üssel ortalama değerlerinin de sunmaktadır. Bu halde üç rejim altında *SETAR*(1) yapısı aşağıdaki şekilde elde edilmektedir.

$$y_t = \begin{cases} \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} \leq r_1 \\ \phi_0 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } r_1 < y_{t-d} \leq r_2 \\ \phi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-d} > r_2 \end{cases} \quad (186)$$

Hata terimleri $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ olarak elde edilmektedir. Değişen eşik yapısı altında zaman serisinin moment yapısı sonlu ve eşik parametreleri $r_1 < r_2$ için belirlenmiştir. Geçiş parametresi y_{t-d} için gecikme parametresi d uyumun iyiliğini maksimize eden değerler için seçilmelidir. Ancak literatürde genel olarak $d = 1$ olarak kullanılmaktadır. Model yapısında yer alan otoregresif parametre katsayılarının farklı olması, uzun dönem denge durumuna yönelimin asimetric olduğuna dikkat çekmektedir. Serinin global ergodik¹³³ ve bölgesel durağan-dışı olması; orta rejim için $\phi_0 \geq 1$ ve alt ve üst rejimler için $|\phi_1|, |\phi_2| < 1$ olmasına bağlıdır. Pippenger ve Goering (1993), global ergodik ve bölgesel durağan-dışı durumlar altında seçilen eşik değerlerinin artmasıyla, geleneksel *DF* testlerinde aşırı güç kaybı olduğunu belirtmektedir¹³⁴.

Modelin otoregresif katsayıları için $\phi_0 = \phi_1 = \phi_2 = 1$ koşulunda, yapı doğrusal olarak kabul edilen rassal yürüyüş modeline indirgenecektir. Eğer y_t uzun dönem değerine ilişkisini yansıtıyor ise; eşikli eşbütünleşme yapısı global durağanlık altında yorumlanmalıdır. Ancak *DF* testleri iç ve dış rejimlerin otoregresif katsayıları tarafından etkilenmektedir. Kullanılan seriler ortalamadan ve trendden arındırılmış olarak seçilmektedir. Geliştirilen metodolojide orta rejimin koridor özelliği gösterdiği kabul edilmiş ve farkı alınmış üç rejimli *SETAR* modeli;

$$\Delta y_t = \alpha_1 y_{t-1} I_{\{y_{t-d} \leq r_1\}} + \alpha_2 y_{t-1} I_{\{y_{t-d} > r_1\}} + \varepsilon_t \text{ elde edilmektedir.} \quad (186.1)$$

¹³³ Tong (1990) serinin keyfi bir sonlu değerde başlatıldığında üssel bir şekilde oldukça hızlı bir şekilde durağanlığa yaklaşacağını belirtmektedir. Bu durumda zaman serisi için benzersiz bir sabit dağılımı ifade edecektir.

¹³⁴ Pippenger Michael K., Gregory E. Goering, 1993, op.cit., s.479-480.

$\alpha_1 = \phi_1 - 1$ ve $\alpha_2 = \phi_2 - 1$ katsayı parametreleri için global durağanlık için temel hipotez $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ şeklinde kurulmuştur. $H_1: \alpha_1 < 0, \alpha_2 < 0$ alternatif hipotezi kurulmaktadır. $\alpha_0 = \phi_0 - 1 = 0$ koşulu geçerli ise testin etkinliği artacak ve daha güçlü test sonuçları elde edilmektedir. Bu kısıt parametre katsayısının α_0 sifira yakın ise koşul karşılanmamaktadır. Orta rejimi koridor yapısına sahip farkı alınmış *SETAR* modeli için *WALD* istatistiği;

$$W_{(r_1, r_2)} = \hat{\beta}' [Var(\hat{\beta})]^{-1} \hat{\beta} = \frac{\hat{\beta}'(X'X)\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \text{ için}$$

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \text{ hata terimlerinin varyansı için elde edilmektedir.}$$

Eşik değerleri yok ise $r_1 = r_2 = 0$ model iki rejimli *SETAR* modeline indirgenmektedir. $\beta = 0$ için *WALD* istatistiği;

$$W_{(0)} = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \text{ için elde edilmektedir.}$$

Bu haliyle temel dağılımın asimptotik olma durumu koridor yapısı içerdiği için korunmaktadır. Zamanın $T^{-1/2}$ hızıyla birim köke yakınsamaktadır. Elde edilen (supremum, ortalama ve üssel ortalamaya sahip) *WALD* istatistikleri aşağıda verilmiştir.

$$W_{sup} = \sup_{i \in \Gamma} W_{(r_1, r_2)}^{(i)}$$

$$W_{avg} = \frac{1}{\#\Gamma} \sum_{i=1}^{\#\Gamma} W_{(r_1, r_2)}^{(i)}$$

$$W_{exp} = \frac{1}{\#\Gamma} \sum_{i=1}^{\#\Gamma} \exp\left(\frac{W_{(r_1, r_2)}^{(i)}}{2}\right)$$

Burada uygulanacak olan önyükleme için eşik değerlerinin aralıklarının seçimi oldukça önem taşımaktadır. Çalışmada koridor yapısına sahip orta rejimdeki geçiş parametresinin katsayı değeri sıfır kabul edilmektedir. Ayrıca eşik parametrelerinin

sadece durağanlık kısıtı için alternatif hipotez altında tanımlı olduğu sağlanmıştır. Artık eşik parametreleri durağanlık altında gerçekleşme olasılıklarına bağlı olarak tanımlanabilmektedir. Çalışmada simetrik ve asimetrik koşullar için W_{sup} , W_{avg} ve W_{exp} testlerinin güçleri DF testi ile Enders-Granger birim kök testi karşılaştırılmıştır. Testler arasında en başarılı olanın üssel ortalamayı dikkate alan W_{exp} olduğu gözlemlenmiştir.

2.15.13. Rothe ve Sibbertsen (2006) Birim Kök Testi

Çalışmada¹³⁵ Philips-Perron yaklaşımı altında, birim kök yapısı ile ortalamaya dönen üssel yumuşak geçişli otoregresif *ESTAR* yapısını birbirinden ayıran yarı-parametrik bir yöntem geliştirilmiştir. *ESTAR* model yapısı; $0 < \gamma < 2$ için $\theta > 0$ koşulu altında global durağanlığı açıklamaktadır.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t \quad (146.2)$$

Aslında incelenen süreç global durağanlık altında kısmi olarak birim kök içeriyor denebilir. Çünkü geçiş parametresi katsayısı $\theta = 0$ için ortalamaya dönme davranışı ortadan kalkacak ve tam anlamıyla birim kök içerecektir. Kurulan temel hipotez $H_0: \theta = 0$ ve alternatif hipotez $H_1: \theta > 0$ olarak kabul edildiğinde γ parametresi temel hipotez altında tanımlanmamış kalacaktır. Bu en temel tanımıyla şu anlama gelir ki; temel hipotez H_0 doğru ise γ katsayı parametresi hakkında hiçbir bilgiye ulaşılamayacaktır.

Bilinmeyen parametre katsayılarına bağlı olan test istatistikleri yerine Philips-Perron yaklaşımı altında uzun dönem varyansına yaklaşımı içeren Z_{NL} test istatistiği geliştirmişlerdir. Z_{NL} test istatistiği uzun dönem varyansı λ^2 ve hata terimleri varyansının σ^2 tutarlı tahmin değerlerinin elde edilmesi ile bilinmeyen parametrelerin birbirlerinin asimptotik olarak iptal etmelerini sağlamaktadır.

$$Z_{NL}(\delta) = \hat{\lambda}^2 T^2 \left(\hat{\delta} - \frac{3}{2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) (\sum_{t=1}^T y_{t-1}^6)^{-1} \right)$$

¹³⁵ Rothe Christoph, Philipp Sibbertsen, "Phillips-Perron-type unit root tests in the nonlinear ESTAR framework", *Allgemeines Statistisches Archiv*, 90.3, 2006, s.439-456.

$$Z_{NL}(t) = \frac{\hat{\sigma}}{\lambda} t_{\hat{\delta}} - \frac{3}{2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) (\hat{\lambda}^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^6)^{-1/2}$$

$Z_{NL}(\delta)$ değeri en küçük kareler tahmincisi altında elde edilen $\hat{\delta}$ katsayısının dönüşümünü belirtmektedir. $Z_{NL}(t)$ ise tahmin edilen $\hat{\delta}$ değerinin t istatistiğinin $t_{\hat{\delta}}$ dönüştürülmüş değeridir. Bu işlemden dolayı Philips-Perron yaklaşımı yarı parametrik bir karakter kazanmaktadır.

Elde edilen testin gücü *DF*, Philips-Perron ve KSS birim kök testleri ile güçleri bakımından karşılaştırılmıştır. Geçiş değişkeninin katsayı θ değeri küçük olduğunda tüm diğer testlerden daha güçlü olduğu belirlenmiştir. Çalışmanın ampirik kısmında incelenen iki ülkenin döviz kurlarının paritesi üç aylık dönemler için Satın alma gücü paritesinin karşılaştırmak adına incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar için $Z_{NL}(t)$ ve t_{NL} testlerinin benzer sonuçlar verdiği ve Satın alma gücü paritesi adına incelenen serinin yapısında birim kök bulunmadığı gözlemlenmiştir.

2.15.14. Seo (2008) Birim Kök Testi

Çalışmalarında¹³⁶ *SETAR* doğrusal-dışı modelleri baz alarak birim kök testi geliştirmeye çalışmışlardır. Çalışmalarında literatürde ayıran iki önemli özellik bulunmaktadır. Birincil olarak eşik değerini r , özelleştirilmiş parametre uzayına göre belirlemişlerdir. Kendinden önce yapılan çalışmalarda Enders ve Granger (1998) eşik değerini sabit bir değer olarak belirlemişler. Pekçok çalışmada da farklı parametre uzayları için eşik değeri serbest bırakılmıştır¹³⁷.

Çalışmanın ikincil olarak farklı olduğu kısım, hata yapılarının serisel korelasyon ve doğrusal-dışılığı barındırmasına izin verilerek, uygun bir önyükleme çalışması yapılmıştır. Standart birim kök testleri için hata terimlerinde serisel korelasyona rastlanılması yapıda doğrusal-dışılığın bulunduğu işaret etmektedir. Bu durum altında

¹³⁶ Seo Myung Hwan, "Unit root test in a threshold autoregression: asymptotic theory and residual-based block bootstrap", *Econometric Theory*, 24.6, 2008, s.1699-1716.

¹³⁷ Kapetanios ve Shin (2006), Bec vd diğ. (2006), Park ve Shintani (2005) gibi çalışmalarda sözkonusu parametrenin serbestliği sözkonusudur.

Paparoditis ve Politis (2003)¹³⁸ öne sürdüğü; hata bazlı bloklanmış öngörümleme (*RBB*¹³⁹) metodolojisini baz alarak geliştirmiştir. Eğer elde edilen hata terimi doğrusaldışı nitelikte ise, orijinal *SETAR* modeli evrilecektir.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} \geq r \\ \alpha_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } y_{t-1} < r \end{cases} \quad \text{için} \quad (187)$$

$$\Delta y_t = \rho_1 (y_{t-1} - r) I(y_{t-1} \leq r) + \rho_2 (y_{t-1} - r) I(y_{t-1} > r) + \varepsilon_t(r) \quad (187)$$

İndikatör fonksiyon $I(\cdot)$, altında belirlenen sabit ve $\hat{r} = \underset{r \in \Gamma}{\operatorname{argmin}} \hat{\sigma}_T^2(r)$ koşulu için belirlenen eşik değeri r için model parametre katsayıları belirlenmektedir. Bu halde Davies (1987)¹⁴⁰ ortaya koyduğu *sup - Wald* istatistiği; Γ aralığında yer alan eşik değeri için temel ve alternatif modellerin hata varyanslarının karşılaştırılmasına dayanmaktadır.

$$W_n = \left(\frac{\sigma_0^2}{\sigma^2} - 1 \right) = \sup_{r \in \Gamma} \left(\frac{\sigma_0^2}{\sigma^2(r)} - 1 \right) = \sup_{r \in \Gamma} W_n(r)$$

Hata bazlı bloklama öngörümleme (*RBB*) için öncelikle modelin en küçük kareler tahmincisi altında parametre katsayıları tanımlanmaktadır. Tanımlanan parametre katsayıları altında hata terimleri dizisi tanımlanır.

$\varepsilon_t = \Delta y_t - \rho_1 (y_{t-1} - r) I(y_{t-1} \leq r) + \rho_2 (y_{t-1} - r) I(y_{t-1} > r)$ daha sonra merkezi değerleri elde edilir¹⁴¹.

$$\tilde{\varepsilon}_t = \hat{\varepsilon}_t - \frac{1}{T-b} \sum_{i=1}^{T-b} \frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \hat{\varepsilon}_{t+j}$$

$b < T - 1$ seçimi altında $k = \{(T - 1)/b\}$ ve $l = kb + 1$ olsun.

¹³⁸ Paparoditis Efstathios, Dimitris N. Politis, "Residual-based block bootstrap for unit root testing", *Econometrica*, 71.3, 2003, s.813-855.

¹³⁹ Bu sayede Davies (1997) tanımlamayan parametre sorununu önlenmiştir. Çünkü temel hipotez altında incelenene model durağan-dışı ve doğrusaldır.

¹⁴⁰ Davies Robert B., 1987, op.cit., s.35-47.

¹⁴¹ Hall, Horowitz ve Jing (1995) çalışmasındaki yöntem kullanılarak merkezi değerler elde edilmiştir.

Hata terimlerinin merkezi deęerleri birinci blok $(\tilde{\varepsilon}_2, \tilde{\varepsilon}_3, \dots, \tilde{\varepsilon}_{b+1})$ ve ikinci blok $(\tilde{\varepsilon}_3, \tilde{\varepsilon}_4, \dots, \tilde{\varepsilon}_{b+2})$ şeklinde $T - b$ adet blok elde edilmektedir. Bu denemeler altında önyüklenmiş W_n^* deęerleri her dizi için elde edilmektedir. Ayrıca elde edilen *WALD* istatistikleri için olasılık ρ deęerleri de elde edilebilmektedir.

Çalışmada elde edilen test istatistięinin W_n^R testi, wald testi W_n ve *ADF* birim kök testi ile güç yönünden karşılaştırılmış ve güç deęerlerinin karşılaştırılan iki testin de altında kaldığı gözlemlenmiştir.

2.15.15. Kılıç (2011) Birim Kök Testi

Çalışmada¹⁴²; geçiş fonksiyonunun bilinmeyen parametresine baęlı olarak birim kök sınaması yapılmaktadır. Geçiş fonksiyonunun parametrelerini bulmak amacıyla tek boyutlu önyükleme gerçekleştirilmektedir. Bu sayede yapılan yakınsamalar ile parametre alanı üzerinde olası otoregresif parametre katsayısının t istatistikleri dizisi belirlenmektedir. Kılıç (2011) birim kök testi; dizi üzerinde belirlenen en düşük t istatistięinin deęerlendirilmesine dayanmaktadır. Burada test istatistięi; belirlenmiş parametre uzayına baęlı bulunan en küçük t istatistięinin, geçiş fonksiyonunun standart sapması ile normalize edilmesine dayanmaktadır.

Geçiş fonksiyonu duraęan ise, parametre uzayı asimptotik olarak iyi tanımlanmış olacaktır. Parametre uzayı üzerine oluşturulan testin limit daęılımları elde edilen t istatistiklerine de baęımlı deęildir. Elde edilen t istatistiklerinin deęer dizisi, testin temel ve alternatif hipotezlerinin asimptotik daęılımını etkilememektedir. Test istatistięi standart deęil fakat yapısı belirlidir.

KSS (2003) *ESTAR* modeli için geçiş fonksiyonunun geçiş derecesi θ küçüldükçe, t_N testinin çok daha başarılı olduęu görülmektedir. Buna karşın *ESTAR* modeli için geçiş fonksiyonunun geçiş derecesi θ büyüdüğü *inf - t* testi başarımlı

¹⁴² Kılıç Rehim, "Testing for a unit root in a stationary *ESTAR* process", *Econometric Reviews*, 30.3, 2011, s.274-302.

göstermektedir. Bu durumda testin gücünü model yapısının karakterizasyonunu veren geçiş derecesi θ belirlemektedir.

$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$ (146) model yapısı altında, θ iki rejim arasındaki geçiş hızını belirlemektedir. Bu da rejimler arası geçişin hızlı veya yavaş olduğunu belirlemektedir. Hatta $\theta = 0$ için *ESTAR* doğrusal-dışı model yapısı, doğrusal birinci dereceden otoregresif *AR*(1) modeline dönüşmektedir.

Modelde yer alan hata terimlerinin yapısında serisel korelasyonu önlemek için, bağımlı değişkenin daha yüksek dereceden gecikmeli otoregresif parametreler modele eklenmesi gerekmektedir. Yapı bu haliyle; $\Delta y_t = \sum_{j=1}^{\rho} \rho_j \Delta y_{t-j} + \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$ (146.2) haline gelmektedir. Model yapısının durağanlığı incelendiğinde $\rho(L) = 1 - \sum_{j=1}^k \rho_j L^j$ birim çember dışında kalan tüm model köklerini açıklamaktadır. Doukhan ve diğ. (1994)¹⁴³, geçiş fonksiyonu $(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2))$ zaman serisinin d gecikmeli değerine y_{t-d} bağlı olduğu için kuvvetli durağan olduğunu belirtmektedir. Bunu *ESTAR* yapısındaki $|\phi + 1| < 1$ koşulu sağlamaktadır. Bu koşul altında modelin tüm polinom kökleri $(1 - (1 + \phi + \rho_1)L - \sum_{j=2}^k (\rho_j - \rho_{j-1})L^j + \rho_k L^{\rho+1})$ birim çember dışında yer alacaktır. Bu nedenle geçiş fonksiyonunun durağan olduğu kabul edilmektedir. Bu haliyle zaman serisi $y_t = f(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p-1}) + u_t$ için geçiş fonksiyonu için $f(\cdot) = \phi y_{t-1} F(\theta, \Delta y_{t-d}) + \sum_{i=1}^{n+1} \beta_i y_{t-i}$ elde edilmektedir. Elde edilen parametre katsayıları $\beta_1 = 1 + \rho_1$ ve $\beta_i = \rho_i + \rho_{i-1}$, elde edilmektedir. $i = 2, 3, \dots, n$ ve $\beta_{\rho+1} = \rho_n$ için $i = n + 1$ için $u_t = y_t - f(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p-1})$ elde edilmektedir. Lipschitz teorem koşulları¹⁴⁴ yerine getirildiği için $\{y_t\}$ geometrik ergodik olarak kabul edilmektedir. Bu durumda *ESTAR* modelinin geçiş hızı küçük ise, y_t birim kök sürecine yakınsayacaktır. Tam tersi *ESTAR* modelinin geçiş hızı yüksek ise, ortalamaya dönen model yapısı gözlemlenecektir.

¹⁴³ Doukhan Paul, Pascal Massart, Emmanuel Rio, "The functional central limit theorem for strongly mixing processes", *Annales de l'IHP Probabilités et statistiques*, Vol. 30, No. 1, 1994, s.73-81.

¹⁴⁴ Fonksiyonun belirlenmiş bir alan içinde daimi olarak tanımlı ve sürekli olduğu koşuldur.

Kılıç (2011) birim kök testi için gecikme parametresini¹⁴⁵ $d = 1$ kabul etmiştir. Eğer θ katsayı değeri biliniyor ise, γ parametre katsayısının tahmini $\hat{\gamma}$, regrese edilerek bulunulabilir. Bu haldeki test prosedürü KSS(2003) için verilen ile benzer olacak ve $\hat{t}_{\gamma=0}(\theta)$ istatistiğini belirlemek yeterli olacaktır. Bu durumda θ bilinmiyorsa, $H_0: \gamma = 0$ temel hipotezinin tanımlanması problem yaratacaktır.

Kılıç (2011) bu sorunun çözümü için; geçiş değişkeninin y_{t-1} standart hatası altında normalize edilerek θ için kurulan sabit parametre katsayı uzayı için ulaşılan en düşük t istatistiğini t_{ESTAR} elde etmiştir. Kısacası *ESTAR* modelindeki ölçek parametresi θ , geçiş parametresinin y_{t-1} standart sapmasıyla normalize edilen sabit aralıklarda taranmaktadır. Bu yaklaşımın sağladığı iki kolaylık vardır. Birincisi geleneksel Dickey-Fuller Birim kök testine oldukça benzemektedir. İkincisi artık testin uygulanması sadece farkı alınmış zaman serisinin Δy_t üzerine $y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2))$ geçiş fonksiyonunun regrese edilmesine bağlıdır.

$t_{ESTAR} = \inf_{\gamma \in \Gamma_T} \hat{t}_{\gamma=0}(\theta) = \inf_{\gamma \in \Gamma_T} \frac{\hat{\gamma}(\theta)}{\widehat{se}(\hat{\gamma}(\theta))}$ şeklinde elde edilmektedir. Sabit parametre uzayı için deneme aralığının Γ_T bulunması, geçiş değişkeninin y_{t-1} standart sapmasına S_{zT} bağlıdır.

$$\Gamma_T = \left[\underline{\theta}_t, \overline{\theta}_t \right] = \left[\frac{1}{100S_{zT}}, \frac{100}{S_{zT}} \right] \in \mathbb{R}$$

Geçiş değişkeninin y_{t-1} durağan ise, iyi tanımlanmış üst ve alt sınırlar için etkin parametre katsayı uzayına sahip olunacaktır. Bu haliyle testin etkinliği aralık seçiminin iyi tanımlanmış olmasına bağlıdır. Ayrıca, geçiş hızı $\theta \rightarrow \infty$ için model Dickey-Fuller testlerine yakınsayacaktır. Katsayı uzayı için tanımlanmış aralığın sınırları oldukça genişleyecektir. Kılıç (2011) çalışmasında geliştirdiği testin boyut ve güç özelliklerini belirlemiştir ve testin *ESTAR* model yapısını dikkate alarak başarılı bir şekilde açıkladığını belirtmektedir.

¹⁴⁵ Gecikme parametresinin d kesikli bir değişken yapısında olması testin asimptotik dağılımını etkilememektedir. Caner ve Hansen (2001) hata karelerinin toplamını minimize eden gecikme parametresini d seçmişlerdir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DOĞRUSAL-DIŞILIK DURUMU ALTINDA YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ VE BİR TEST ÖNERİSİ

Bu bölümde doğrusal-dışılık durumu altında özellikle *ESTAR* yapısını dikkate alınmasına ilaveten yapısal kırılmayı da fourier serileri ile dikkate alan seriler için geliştirilen birim kök testleri incelenmiştir. Daha önceki bölümlerden de elde edilen sonuçlar ışığında yeni birim kök testi önerisinde bulunulmuştur. Öneride bulunan yeni birim kök testleri (*FSollis*, *FKruse*) için kritik değerlerinin belirlenmesi ve sonlu örneklem özelliklerinin incelenmesi gerçekleştirilmiştir. En son kısımda ise geliştirilen birim kök testleri için piyasa verileri kullanılarak ampirik uygulama gerçekleştirilerek başarıyı incelenmiştir.

3. FOURIER DÖNÜŞÜMÜ VE FOURIER DENKLEMLERİNİN ZAMAN SERİLERİNDE KULLANIMI

Fizik bilimi açısından dönüşüm mekanizması; değişkenin tanımlanması açısından önem teşkil eder ve tanımlanması gereken bir sinyalin başka parametrelerle ifade edilmesidir. Fourier dönüşümü ile bir sinyalin zaman yapısından frekans yapısına dönüşümünü sağlar. Bunun yapısal kırılma olgusu ile alakasının açıklanması gerekmektedir.

İncelediğimiz tüm (ekzojen-endojen, tekli-çoklu, vb...) yapısal kırılma gözlemlenen zaman serilerinde temel sorun deterministik değişkenlerin zaman bazında değişmesidir. İktisadi seriler açısından yapısal kırılma olması durumunda dahi kaotik özellik taşımayacaklardır. Yani seriden bir şok etkisi, bir müdahale veya fiyatlama mekanizmasının değişmesi gerçekleştiğinde bu durum sonsuza kadar sürmeyecektir. Değişimin iktisadi veriler üzerindeki etkisi, gerçekleştiği andan itibaren sonsuza kadar sürmeyecektir. Piyasa oyuncuları bu yeni şarta alışacak ve serinin rejimi yeniden sonlu bir yapıya bürünecektir. Kaç kere kırılma olursa olsun, piyasa açısından iktisadi veya finansal bir veri sonlu yapısını koruyacaktır.

Pekçok çalışmada bu yüzden yapısal kırılmaları temsilen Fourier dönüşümleri kullanılmaktadır. İktisadi/Finansal veriler sonludur ve yapılarındaki deterministik kısım kırılmalar dolayısı ile zamana bağlı değişir. O halde zaman yapısını frekans yapısı altında tanımlayarak, tüm bu deterministik değişkenleri ve değişimlerini tanımlamak oldukça mantıklı görünmektedir. Bu halde bu etkilerden arındırılan bir serinin durağanlığının sorgulanması çok daha mantıklı bir hale gelmektedir.

Kırılma yapılarının Toplamsal Sapmalı, Kademeli Sapmalı veya Dağıtılmış Sapmalı olmasının sorgulanmasına, kırılma tipinin belirlenmesine veya kırılma sayısının bilinmesine bu sayede artık ihtiyaç duyulmamaktadır. Amaçlanan sözkonusu bu deterministik etkinin belirlenip seriden uzaklaştırılmasıdır. Artık kalan kısmın durağanlığı sorgulanabilecektir. Bu nedenle zaman serilerinde amaçlanan durağanlığın belirlenmesi ise yapısal kırılma olgusunun sistemden bu şekilde uzaklaştırılması oldukça pratik bir yöntemdir. Fourier denklemlerinin *ESTAR* yapısı altında modellenmesini dikkate alarak birim kökün varlığının tespiti, ilk defa Christopoulos ve León-Ledesma (2010)¹⁴⁶ tarafından gerçekleştirilmiştir.

3.1. FOURIER-ADF (FADF) ve FOURIER-KSS (FKSS) (2010) BİRİM KÖK TESTİ

Christopoulos ve León-Ledesma (2010); Satınalma Gücü Paritesinin (*PPP*) yumuşak geçişli kırılmalar ve doğrusal olmayan şekilde ortalamaya dönüş yapısı altında açıklanmasına çalışmışlardır. *PPP*'nin reddedilmesinde iki temel yapı göze çarpmaktadır. Bunlar; yapısal kırılmalar ve işlem maliyeti ile oluşan doğrusal olmayan düzeltmelerdir. Çalışmada yapısal kırılmaları Fourier fonksiyonları ile modellemiş ve uzun vadeli (*PPP*) ile uyumlu olduklarını görmüşlerdir. Doğrusal olmayan düzeltmeler ise *ESTAR* model ortalamaları dikkate alınarak düzenlenmiştir.

Çalışmada dikkat çekilen ilk sorun; Satınalma gücü paritesi hakkında yapılan hipotez sınamaları uygulamada reel döviz kurlarının birim kök testlerine dayanmaktadır.

¹⁴⁶ Christopoulos Dimitris K., Miguel A. León-Ledesma, "Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, 29.6, 2010, s.1076-1093.

Reel döviz kurlarının durağan-dışı kabul edilmesi halinde Satınalma gücü paritesine aykırıdır. Bununla beraber sabit bir ortalama etrafında hareket eden kur serisi, parite için istenen sonucu vermektedir.

Dikkat çekilen ikinci sorun ise; panel birim kök testlerinin kullanımı ile kurların birlikte olması sonucu oluşan genel hareketin doğru tanımlanmasıdır. Ancak birim bazlı bakıldığında reel döviz kurları (özellikle parite değerleri için) için durağan-dışı olduğu yönünde sonuçlara ulaşılabilmektedir. Bununla birlikte yatay kesit koentegrasyonun bulunması, boyut bozukluklarına yol açmakta ve birim kökün reddine sebep olabilmektedir.

Üçüncü sorun olarak, birim kök testlerinin yapısal kırılmaya karşın gücünü kaybetmesidir¹⁴⁷. Özellikle döviz kurlarında gözlemlenen fiyat balonları fiyatların ortalamadan sapmasına ve ani fiyat kırılmalarına sebep olmaktadır. Kırılmaların bu hali uzun dönem dengesine ulaşmalarına engel teşkil etmemektedir. Bu nedenle kullanılan birim kök testleri kırılmaya izin veren yapıda olmalı ve ortalamaya dönmeye de izin vermelidir.

Dördüncü olarak, özellikle döviz kurları için ortalamaya dönme hareketinin başlaması için kurların ortalamadan oldukça uzaklaşması gerekir. Bu nedenle ortalamaya yaklaşan döviz kurları, durağan-dışı davranmaktadır.

Modelin altında yatan; trigonometrik değişkenlerin kullanılması ile seride ortalamadan sapma yapan büyük değişimlerin yakalanması ve yumuşak geçişli fonksiyonların kullanılması ile doğrusal olmayan düzeltmelerin açıklanması amaçlanmaktadır. Test; ortalamaya dönüş hızlarında asimetriye izin verdiği bazı testlerin¹⁴⁸ alternatifi sayılabilmektedir. Yapısal kırılmaların trigonometrik fonksiyonlar altında modellenmesi, ortalamadan sapmaların geçici olduğu ve yapısal kırılmaların etkilerinin belirli bir dönem devam ettiği kısıtı bulunmaktadır. Bu haliyle kırılmalar ani

¹⁴⁷ Perron (1989) çalışmasından itibaren geliştirilen yapısal kırılmayı dikkate alan tüm birim kök testlerinin amacı bu güç kaybının giderilmesidir.

¹⁴⁸ Perron (1989), Zivot-Andrews (1992), Bai-Perron (2003) gibi yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri vurgulanmıştır.

bir sıçrayış (jump) şeklinde olmayıp, yumuşak geçişli bir yapıdadır. Dalgalı döviz kuru rejiminde ortalamadan uzaklaşma zaman alır ve ortalamadan kayma rejiminden daha yumuşak bir kırılma yapısı modellenmesi arzu edilmektedir.

$$y_t = \delta(t) + v_t \quad (187)$$

$v_t \sim N(0, \sigma^2)$ özelliklerinde ve v_t deterministik değişkendir.

Becker ve ark. (2004¹⁴⁹, 2006¹⁵⁰) ile Enders ve Lee (2004)¹⁵¹ zamanla değişen ve bilinmeyen formda olan deterministik bileşen $\delta(t)$ için, bilinmeyen kırılma sayısı için Fourier açılımının özel bir durumunu kullanmışlardır.

$$\delta(t) = \delta_0 + \sum_{k=1}^G \delta_1^k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^G \delta_2^k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (188)$$

Fourier fonksiyonundaki (k) frekans sayısıdır. (t) trend terimi ve (T) örneklem boyutudur. Yapı içerisindeki frekans deneme sayısı (G) büyüdükçe bilinmeyen formdaki $\delta(t)$ 'ye daha iyi bir yaklaşım sergiler. Bu haliyle en uygun frekans sayısının bulunması için $\delta_k \neq 0$ sıfır hipotezinin reddedilmesi gereklidir. Reddedildiği andan bir önceki frekans sayısı en uygun yapı olarak tercih edilebilir. İstatistiksel olarak uygun tek bir yapının bulunması ise veri üretim mekanizması içinde en az bir tane yapısal değişim olduğunu ifade etmektedir.

Fourier açılımı ile tanımlanan seride ise model spesifikasyonu hatası yaşanabilmektedir. Sorunun çözümü için en uygun frekans seçilmesi gerekmektedir¹⁵². Bunun çözümü için ampirik bir yaklaşım olarak birinci derece frekans seçiminin yeterli olduğu çalışmalarda belirtilmiştir¹⁵³. Benzer şekilde birinci derece fourier açılımı

¹⁴⁹ Becker Ralf, Walter Enders, Stan Hurn, "A general test for time dependence in parameters", *Journal of Applied Econometrics*, 19.7, 2004, s.899.

¹⁵⁰ Becker Ralf, Walter Enders, Junsoo Lee, "A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 27.3, 2006, s.383.

¹⁵¹ Enders Walter, Junsoo Lee, "Testing for a unit root with a nonlinear Fourier function", *Econometric Society, 2004, Far Eastern Meetings*, Vol. 457, 2004, s.3.

¹⁵² Ludlow Jorge, Walter Enders, "Estimating non-linear ARMA models using Fourier coefficients", *International Journal of Forecasting*, 16.3, 2000, s.338-340.

¹⁵³ Becker ve diğ. (2004) çalışmalarında bu durumu belirtmişlerdir.

kullanılması ile sabit terimde meydana gelen ve yapısı bilinmeyen birçok yumuşak geçişli kırılmanın, Bai ve Perron (2003) testine göre daha başarılı tespit edildiği kabul etmişlerdir. Kırılmanın formunun bilinmemesi, endojen olarak kırılmayı belirlemeye çalışan diğer testlere göre de avantaj sağlamaktadır çünkü yapısı hakkında bir önsel bir varsayıma ihtiyaç duyulmamaktadır. Bu da kullanımının en pratik kısmını oluşturmaktadır.

$$\delta(t) = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (189)$$

Eğer kesin olarak frekans değeri bilinirse, bilinmeyen sayıda ve formdaki yapısal kırılmaların varlığı test edilebilirdi. Ancak (k) frekans değeri bilinmemektedir. Bu haliyle Becker ve diğ. (2006) en uygun frekans değerinin bulunması için $k = 1, 2, \dots, 5$ birden beşe kadar denemişler ve en uygun k için yakınsamayı en çok sağlayan $k = 1$ veya $k = 2$ olduğunu belirtmişlerdir¹⁵⁴. Kopmalar spektral yoğunluk fonksiyonunu değiştirdiğinden, bir kırılma için en uygun frekans spektrumun düşük değer alması ile mümkün olmaktadır. Bu nedenle kısa vadeli döngüsel davranışlar yerine yapısal kırılmayı temsil edebilecek, birim kök ve durağanlığı sorgulanabileceği düşük frekanslar kullanılmaktadır. Bir diğer yöntem ise modelde hata terimleri kareleri toplamını minimize edecek, en uygun frekans değeri seçilmektedir. En uygun frekans seçiminde bir diğer nokta (k)'nın kesirli değerleri kullanılmadığında, fonksiyonun başlangıç ve bitiş değerleri eşit olması, kırılmaların geçici olmasını sağlar.

Serinin (y_t) veri üretme mekanizmasında kırılma içermesi, yapıdan çekilen deterministik değişkenin fourier modellemesi ile belirlenmesi gerekir. Elde edilen deterministik değişkenin $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ sıfır hipotezine karşılık $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezi denenerek kırılmanın varlığı sorgulanabilir¹⁵⁵. Elde edilen F istatistiği, $F_\mu(\tilde{k})$ olarak isimlendirilmiş, Monte-Carlo simülasyonları ile dağılımları belirlenerek tablolaştırılmıştır. F testi geçici yapısal kırılmalar altında diğer testlerle kıyaslandığında

¹⁵⁴ Becker Ralf, Walter Enders, Junsoo Lee, 2006, op.cit., s.390.

¹⁵⁵ Ludlow ve Enders (2000) tarafından testin kritik değerleri oluşturulmuştur. Becker ve ark. (2006), fourier serilerinin frekans değerlerine göre (k), t -istatistiği değerlerinin asimptotik dağılımı için test istatistiklerini tablolaştırmışlardır.

iyi uyum göstermekte ve zıt yönlerde gerçekleşen kırılmalar için kullanılabilir haldedir. F istatistiği kullanılırken dikkat edilmesi gereken, birim kök içerildiği durumda, testin gücü düşmektedir. Bu haliyle ancak birim kök testi reddedildiğinde kullanılması gerekmektedir. Denklem (188.1)'de $k = 1$ için fourier dönüşümü gösterilmektedir.

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi t}{T}\right) + v_t \quad (188.1)$$

$H_0: v_t = \mu_t$ ve $H_1: \mu_t = \mu_{t-1} + h_t$ hipotezleri için (h_t) sıfır ortalamalı durağan bir süreç olarak kabul edilmektedir. Bu haldeki test istatistikleri üç adımda hesaplanır;

Birinci adımda; hata terimlerinin kareleri toplamının minimize edilmesini sağlayan, en uygun frekans değerinin (k^*) seçilmesine çalışılır. (k^*) değeri 1 ile 5 arasında seçilir. Daha sonra hata terimleri elde edilir. (Hata terimlerinin karelerinin toplamını minimize eden ve istatistiksel bakımdan anlamlı en küçük frekans derecesi seçilmektedir.)

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (188.2)$$

İkinci adımda; elde edilen model hatalarından, serinin birim kök yapısı irdelenir. Ortalamaya dönüş doğrusal-dışı veya doğrusal olarak kabul edilebilir. Tüm bu durumlar için ilgili modeller aşağıda verilmiştir.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (190)$$

$$\Delta v_t = p_1 v_{t-1} \left(1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-1}^2)\right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t, \quad i = 0, 1, \dots, L. \quad (191)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (192)$$

Modeller için $\theta > 0$ ve (u_t) beyaz gürültü özelliği taşıyan hata terimidir.

Üçüncü adımda ise; önceki adımda birim kök varlığı reddedildi ise; $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ sıfır hipotezine karşılık $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezi F istatistiği, $F_\mu(\tilde{k})$ altında denir. Sıfır hipotezi reddediliyor ise, deterministik fonksiyonla ifade edilen kırılma yapısı etrafında serinin durağan olduğu kabul edilir.

Çalışmada 3 model yapısı üzerinde durulmuştur. Dönüşümü uygulanmış standart *ADF* regresyonu olmakla beraber Fourier-*ADF* (*FADF*) olarak adlandırılacaktır. Denge durumuna yönelimin doğrusal olduğunu kabul etmektedir. Bu ise düzeltme hızının eğrisel şekilde modellendiğini, diğer iki model yapısında ise üssel yumuşak geçişli otoregresif (*ESTAR*) yapısı altında açıklanabileceğini kabul etmektedir¹⁵⁶. Tüm modeller için dikkati çeken nokta, deterministik değişken olarak kabul edilen kırılma yapısı, seriden uzaklaştırıldıktan sonra birim kök testinin uygulanmasıdır.

Doğrusal olan modelde $H_0: \alpha_1 = 0$ sıfır hipotezi $H_1: \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır. Doğrusal-dışı yapıları barındıran diğer iki modelde ise, geçici kırılmalar varsayımı altında doğrusal olmayan modeller için birim kök testi uygulanır.

Kılıç ve de Jong (2006)¹⁵⁷ (θ) terimini ekstrem rejimler arası geçiş hızını tanımlarken kullanmışlardır. Üssel geçiş fonksiyonu $F(\theta, \Delta v_{t-i})$ sıfırla bir arasında değer almakta ve (Δv_{t-i}) geçiş değişkeni olup rejimi belirlemektedir. Geçiş değişkeni olarak (Δv_{t-i}) kullanılmasının nedeni ise geçiş değişkeninin yüksek şekilde kalıcılığının olmamasıdır. Ekstrem noktalar için $F(\theta, \Delta v_{t-i}) = 1$ ve $F(\theta, \Delta v_{t-i}) = 0$ değerlerini almakta ve yumuşak geçişli yapıya model (*ESTAR* yapısı altında Taylor dönüşümü ile) doğrusal formda açıklanabilmektedir. *AR*(1) model yapısı ile eşdeğer olan $v_t = v_{t-1} + u_t$ ve $v_t = (1 + p)v_{t-1} + u_t$ hale gelmektedir. Bu üssel fonksiyon; geçiş değişkeninin sıfırdan yeteri kadar uzaklaşmasıyla, ortalamaya dönüş hızının artmasına neden olmaktadır. Diğer bir haliyle reel döviz kuru dengeden uzaklaşınca, Fourier fonksiyonu

¹⁵⁶ Çalışmada ikinci model yapısında birim kök, Kilic ve de Jong (2006) ile açıklamaktadır. Üçüncü model yapısında ise birim kök Kapetanios ve diğ. (2003) ile açıklanmıştır.

nedeniyle ortalamaya dönmesi daha hızlı olacak ve dengede iken ise birim kök yapısına sahip gibi davranacaktır.

Bu haliyle Kılıç ve de Jong (2006) birim kök hipotezini kontrol etmek için rejimler arası geçiş hızı parametresi olan (θ) parametresine bağlı t -istatistiği kullanmışlardır.

$$F - Sup - t_{iN} = \sup_{(\theta) \in \theta} \left\{ \frac{\tilde{p}(\theta)}{s.e.(\tilde{p}(\theta))} \right\}_{p=0}$$

Geçiş hızı parametresinin tanımlandığı oluşturulan $\theta = [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ ve $0 < \underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}$ yapı aralığı altında $H_0: p = 0$ sıfır hipotezinin test edilmesi için $\frac{\tilde{p}(\theta)}{s.e.(\tilde{p}(\theta))}$ t -istatistiği değerlendirilir. Burada (θ) değerleri hata karelerinin en küçük değerini içerecek şekilde belirlenir. (θ) parametresinin başlangıç değerleri ise $[0.1, 0.2, \dots, 300]$ olarak gruplar halinde incelenerek belirlenir.

Üçüncü modelde, KSS (2003), Kılıç ve de Jong (2006) ile benzer şekilde doğrusallaştırılmış bir test elde etmişler ancak (v_{t-1}) değişkenini geçiş değişkeni olarak kullanmamışlardır. Özellikle KSS (2003), sıfır hipotezi denemek için doğrusal olmayan orijinal yapı ile karşılaştırmak yerine, $(\theta = 0)$ kabulü altında geçiş fonksiyonunu orjine yaklaştıran yardımcı modeli kullanmışlardır. Bu haliyle $\lambda_1 = 0$ olacak şekilde kurulan sıfır hipotezin, $\lambda_1 < 0$ alternatifi ile karşılaştırılması için t -istatistiği oluşturulmuştur.

$$F - t_{NL} = \frac{\tilde{\lambda}_1}{s.e.(\tilde{\lambda})_1}$$

Tablo 13.'deki kritik değerleri, rassal yürüyüş sürecine sahip seriler için, (k) değerleri birden beşe kadar olacak şekilde ve örneklem büyüklükleri 100, 250 ve 500 adet gözlem için bulunmuştur. Kritik değerleri belirlemek için, yarı-rassal sayı üretici kullanılmış ve 10000 adet simülasyon denemesi yapılmıştır.

Tablo 13. FADF ve FKSS(2010) birim kök testleri kritik değer tablosu

Gözlem sayısı	FADF	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5	FKSS	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
T=100	%1	-4.44 (-4.43)	-3.87 (-3.95)	-3.58 (-3.70)	-3.44 (-3.60)	-3.38 (-3.55)	%1	-4.04 (-4.14)	-3.68 (-3.84)	-3.47 (-3.61)	-3.40 (-3.52)	-3.37 (-3.52)
	%5	-3.74 (-3.85)	-3.13 (-3.28)	-2.85 (-3.06)	-2.77 (-2.93)	-2.72 (-2.90)	%5	-3.43 (-3.59)	-3.04 (-3.25)	-2.85 (-3.06)	-2.80 (-2.99)	-2.77 (-2.92)
	%10	-3.40 (-3.52)	-2.74 (-2.91)	-2.49 (-2.71)	-2.43 (-2.59)	-2.40 (-2.56)	%10	-3.12 (-3.26)	-2.73 (-2.96)	-2.55 (-2.75)	-2.51 (-2.71)	-2.47 (-2.65)
T=250	%1	-4.23 (-4.36)	-3.74 (-3.88)	-3.55 (-3.68)	-3.42 (-3.54)	-3.31 (-3.51)	%1	-4.01 (-4.19)	-3.64 (-3.86)	-3.48 (-3.65)	-3.41 (-3.58)	-3.36 (-3.51)
	%5	-3.60 (-3.78)	-3.06 (-3.28)	-2.85 (-3.03)	-2.74 (-2.93)	-2.69 (-2.90)	%5	-3.42 (-3.60)	-3.04 (-3.26)	-2.88 (-3.11)	-2.82 (-3.04)	-2.78 (-3.01)
	%10	-3.29 (-3.48)	-2.70 (-2.95)	-2.50 (-2.71)	-2.42 (-2.64)	-2.38 (-2.61)	%10	-3.12 (-3.29)	-2.75 (-2.99)	-2.57 (-2.86)	-2.51 (-2.77)	-2.49 (-2.79)
T=500	%1	-4.15 (-4.40)	-3.71 (-3.87)	-3.48 (-3.64)	-3.36 (-3.54)	-3.30 (-3.53)	%1	-4.03 (-4.19)	-3.66 (-3.82)	-3.47 (-3.67)	-3.37 (-3.66)	-3.33 (-3.55)
	%5	-3.58 (-3.78)	-3.04 (-3.27)	-2.81 (-3.05)	-2.73 (-2.97)	-2.68 (-2.93)	%5	-3.44 (-3.64)	-3.05 (-3.28)	-2.86 (-3.11)	-2.81 (-3.06)	-2.79 (-3.00)
	%10	-3.27 (-3.46)	-2.69 (-2.93)	-2.47 (-2.72)	-2.41 (-2.64)	-2.38 (-2.59)	%10	-3.13 (-3.32)	-2.75 (-2.99)	-2.57 (-2.82)	-2.52 (-2.77)	-2.50 (-2.74)

Not: Parantez içerisindeki değerler Christopoulos ve León-Ledesma (2010) sonuçlarıdır.

Önceki kısımda belirtilen testlerin, küçük örneklem için boyut ve güç özellikleri karşılaştırılması için Monte Carlo deneyi uygulanmıştır. Testlerin boyut üzerine etkileri saptamak için kullanılan veri üretme süreci aşağıda verildiği gibi kabul edilsin. (ε_t) standart normal hataların frekansı ve (k^*) ise optimal frekans değerini göstermektedir.

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (188.1)$$

$v_t = v_{t-1} + \varepsilon_t$ için testler için örneklem; $T = \{100, 250\}$, $k^* = \{1, 2, 3\}$, $\delta_1 = \delta_1 = \{1, 0.5, 0.1\}$ ve nominal büyüklük %5 olmak üzere belirlenmiştir. $\delta_1 = \delta_1 = 0.1$ için doğrusal bir yapı olduğu belirlenebilir. Daha sonra tüm modeller için uygun frekans değeri seçilerek, birim kök testi analizleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 14.'de özetlenmiştir.

Bütün testler için elde edilen boyutlar nominal değerlere oldukça yakındır. Orijinal çalışma ile elde edilen sonuçlar benzerlik göstermektedir. $T = \{100\}$, $\delta_1 = \delta_1 = 1$ ve $k^* = \{1, 2, 3\}$ için elde edilen sonuçlar kıyaslandığında, FADF ve $F - t_{NL}$ test sonuçları, $F - Sup - t_{iN}$ test sonuçlarına göre çok fazla reddetme eğilimindedirler. $F - t_{NL}$ testi $\delta_1 = \delta_1 = 0.5, 0.1$ için diğer iki alternatif test ile karşılaştırıldığında, boyut bozulmasının daha fazla olduğu görülmüştür. $T = \{250\}$ için örneklem boyutu artırıldığında, testlerin hepsinin boyut bozulmalarının azaldığı belirlenmiştir.

Tablo 14. FADF ve FKSS (2010) boyut özellikleri tablosu

Boyut Analizi	FADF			FKSS		
	K=1	K=2	K=3	K=1	K=2	K=3
T=100						
$\delta_i = 1.0$	0.074 (0.042)	0.074 (0.033)	0.072 (0.039)	0.094 (0.046)	0.106 (0.041)	0.100 (0.036)
$\delta_i = 0.5$	0.067 (0.043)	0.058 (0.041)	0.062 (0.043)	0.069 (0.047)	0.074 (0.050)	0.082 (0.046)
$\delta_i = 0.1$	0.062 (0.043)	0.061 (0.043)	0.050 (0.043)	0.064 (0.051)	0.068 (0.052)	0.074 (0.053)
T=250						
$\delta_i = 1.0$	0.058 (0.048)	0.050 (0.045)	0.060 (0.042)	0.073 (0.050)	0.060 (0.045)	0.073 (0.044)
$\delta_i = 0.5$	0.053 (0.047)	0.050 (0.048)	0.064 (0.045)	0.063 (0.053)	0.062 (0.052)	0.064 (0.050)
$\delta_i = 0.1$	0.054 (0.047)	0.056 (0.048)	0.064 (0.047)	0.065 (0.052)	0.053 (0.052)	0.068 (0.050)

Not: Parantez içerisindeki değerler Christopoulos ve León-Ledesma (2010) sonuçlarıdır.

Elde edilen bulguların tutarlılığının ölçülmesi için, tüm testler normal dağılıma uygun olmayan hatalar ile iki farklı şekilde denenmişlerdir. Özellikle; hataların $\chi^2(1) - 1$ ve $t(6)$ dağılımları altında hata terimleri belirlenmiştir. Bu iki durum için, her üç modelde de sonuçlar normal olmayan hata dağılımları ile karşılaştırıldığında tutarlıdır ve ampirik boyut değerleri, nominal boyut değerlerine oldukça yakın çıkmıştır. Özetlendiğinde üç test için boyut özelliklerinin iyi olduğu bu nedenle, model gereğinden fazla tanımlanmadıkça, birim kökün aşırı bir şekilde reddedilmemesine neden olmaktadır.

İkincil olarak, birim kök testlerine karşın global olarak durağanlık durumu; veri üretme süreci *Fourier – Estar* modeli kabul edilerek için testin gücü incelendiğinde;

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (188.1)$$

$$\Delta v_t = p v_{t-1} \left(1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i}^2)\right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (191)$$

İzleyen parametre değerleri ve frekanslar için $T = \{100, 250\}$, $p = \{-1.5, -1, -0.5, -0.1\}$, $\theta = \{0.01, 0.5, 0.1\}$, $\delta_1 = \delta_2 = \{1, 0.1\}$ ve $k = \{1, 2, 3\}$ için testin gücü incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar için; sadece $\delta_1 = \delta_2 = \{1\}$ için $F - t_{NL}$ testi $k^* = \{1, 2\}$ altında, genel *ADF* testinden daha güçlüdür. Benzer şekilde $p = \{-1.5, -1\}$ değerleri için için, k^* ve θ değerlerinden bağımsız olarak, $F - Sup - t_{iN}$ testi diğer testlere göre oldukça güçlüdür. $F - Sup - t_{iN}$ testinin gücü $p = \{-0.5, -0.1\}$ değerleri azalırken ve $\theta = \{0.5, 0.1\}$ değerleri artarken, azalmaktadır. (θ) geçiş fonksiyonunun hızı olmak üzere; değeri artarken, $\left(\exp(-\theta \Delta v_{t-i}^2)\right)$ azalacak ve sistemdeki kalıcılığı düşecektir. Bu durum genellikle, orta rejimlerde beklentilerin gerçekleşmesi sonucu oluşmaktadır. $p = \{-1.5, -0.1\}$ ve $\theta = \{0.5, 1\}$ gibi yüksek değerler için; test sonuçlarının tamamı birimselliğe doğru yaklaşmaktadır. Yukarıdaki çıkarımların sonuçlarına benzer şekilde $\delta_1 = \delta_2 = \{0.1\}$ koşulunda iken gözlemlenmektedir. $p = \{-1.5, -1, -0.5\}$ ve $\theta = \{0.5, 1\}$ arasındaki tek fark; (p) için yüksek ve (θ) için orta değerlerin birim kök yapısına ulaşmalarıdır.

Zaman serisinin çok kuvvetli trigonometrik terimleri içermemesi; geçişin oldukça yumuşak olması ile görece kısa süreli olmasına bağlıdır. Bir diğer haliyle; $\theta = \{0.1\}$ için $F - Sup - t_{iN}$ testi diğerlerine göre daha iyi performans göstermektedir.

$p = \{-0.25, -0.5, -1\}$, $\theta = \{0.01, 0.5, 1\}$, $\delta_1 = \delta_2 = \{1\}$ ve $k = \{1, 2, 3\}$ için (v_t) tanımlanır ise; 250 örneklem için testlerin güçleri incelenmiştir. $F - Sup - t_{iN}$ testi, $FADF$ ve $F - t_{NL}$ testlerine göre daha güçlüdür. Elde edilen bulgulara göre; p, θ, δ_i ve k değerlerine bakılmaksızın bu durum geçerlidir. $\delta_1 = \delta_2 = \{1\}$ için neredeyse tüm durumlarda ($p = \{-0.25, -0.5\}$ ve $k = 1$ durumu hariç); $FADF$ testi, $F - t_{NL}$ testinden daha başarılıdır. Buna benzer bir durum, $\delta_1 = \delta_2 = \{0.1\}$ için gözlemlenmiştir. Genel olarak $F - Sup - t_{iN}$ testinin; yapının lokal patlayan olması durumunda daha başarılı olduğu belirlenmiştir. Tam tersi bakımdan $F - t_{NL}$ testi, $FADF$ testi ile karşılaştırıldığında az sayıda vaka için güç kazancı sağlamaktadır. Elde edilen sonuçlar Tablo 15.'de özetlenmiştir.

Tablo 15. FADF ve FKSS(2010) güç özellikleri tablosu

Güç analizi $\delta_i = 1$		FADF			FKSS			Güç analizi $\delta_i = 0.1$		FADF			FKSS		
		K=1	K=2	K=3	K=1	K=2	K=3			K=1	K=2	K=3	K=1	K=2	K=3
$p = -1.5$	$\theta = 0.1$	0.993 (0.271)	1.000 (0.615)	1.000 (0.816)	0.954 (0.389)	0.978 (0.630)	0.986 (0.759)	$p = -1.5$	$\theta = 0.1$	0.985 (0.487)	0.982 (0.846)	1.000 (0.952)	0.952 (0.621)	0.973 (0.857)	0.977 (0.930)
$p = -1.5$	$\theta = 0.5$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	$p = -1.5$	$\theta = 0.5$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)
$p = -1.5$	$\theta = 1.0$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	$p = -1.5$	$\theta = 1.0$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)
$p = -1.0$	$\theta = 0.1$	0.892 (0.143)	0.974 (0.381)	0.995 (0.606)	0.835 (0.219)	0.894 (0.399)	0.900 (0.547)	$p = -1.0$	$\theta = 0.1$	0.872 (0.240)	0.970 (0.595)	0.982 (0.783)	0.820 (0.343)	0.890 (0.606)	0.913 (0.726)
$p = -1.0$	$\theta = 0.5$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	$p = -1.0$	$\theta = 0.5$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)
$p = -1.0$	$\theta = 1.0$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	$p = -1.0$	$\theta = 1.0$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)
$p = -0.5$	$\theta = 0.1$	0.400 (0.039)	0.575 (0.131)	0.638 (0.265)	0.472 (0.064)	0.596 (0.139)	0.583 (0.209)	$p = -0.5$	$\theta = 0.1$	0.381 (0.048)	0.547 (0.199)	0.610 (0.370)	0.458 (0.085)	0.583 (0.211)	0.562 (0.307)
$p = -0.5$	$\theta = 0.5$	0.999 (0.998)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.968 (1.000)	0.984 (1.000)	0.999 (1.000)	$p = -0.5$	$\theta = 0.5$	0.994 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.962 (1.000)	0.980 (1.000)	0.988 (1.000)
$p = -0.5$	$\theta = 1.0$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.990 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	$p = -0.5$	$\theta = 1.0$	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	1.000 (1.000)	0.994 (1.000)	0.998 (1.000)	1.000 (1.000)
$p = -0.1$	$\theta = 0.1$	0.164 (0.002)	0.148 (0.005)	0.155 (0.009)	0.275 (0.003)	0.252 (0.006)	0.237 (0.009)	$p = -0.1$	$\theta = 0.1$	0.149 (0.001)	0.141 (0.007)	0.137 (0.018)	0.233 (0.001)	0.238 (0.008)	0.198 (0.014)
$p = -0.1$	$\theta = 0.5$	0.244 (0.091)	0.335 (0.285)	0.368 (0.483)	0.326 (0.155)	0.368 (0.299)	0.354 (0.427)	$p = -0.1$	$\theta = 0.5$	0.250 (0.167)	0.326 (0.452)	0.357 (0.650)	0.303 (0.245)	0.363 (0.466)	0.370 (0.592)
$p = -0.1$	$\theta = 1.0$	0.340 (0.108)	0.488 (0.316)	0.565 (0.523)	0.361 (0.177)	0.464 (0.328)	0.479 (0.456)	$p = -0.1$	$\theta = 1.0$	0.323 (0.193)	0.484 (0.493)	0.559 (0.683)	0.340 (0.277)	0.458 (0.509)	0.473 (0.629)

Not: Parantez içerisindeki değerler Christopoulos ve León-Ledesma (2010) sonuçlarıdır.

3.2. TEST ÖNERİSİ: FSollis ve FKruse

Önceki bölümde doğrusal olmayan zaman serileri için çeşitli birim kök tespitleri incelenmiştir. Pek çok çalışmada üzerinde durulan konular, modelde yer alan parametre katsayılarının belirlenmesi ve bu belirlenme için geliştirilen deneme yöntemleri üzerinedir. Bununla birlikte geçiş fonksiyonları içinde yer alan eşik değerinin belirlenmesi veya sıfır kabulüdür.

Ancak dikkat edilmelidir ki; eşik değerinin belirlenmesi önsel bir bilgi yokluğunda, zaman alıcı ve maliyetli bir işlemdir. Bununla beraber tahmini sağlanan eşik değerinin sadece serinin davranışını en iyi belirten sayısal bir değer olarak tanımlanmasının yeterli olmadığını düşünmekteyiz. Serinin veri üretim mekanizmasında yer alan eşik değeri farklılık gösteriyor ise, tüm model çatısı (belirlenen değer üzerine kurulduğu için) hatalı olacaktır. Bununla beraber serinin bulunan eşik değer için davranışının tamamlanması gerekmektedir. Serinin uzun döneme yönelimi tamamlandığında tahmin edilen eşik değeri, iktisadi anlam kazanacaktır. Bu nedenle eşik değerinin bulunmasını ve değerlendirilmesini dikkate almayan birim kök testlerinin geliştirilmesi daha mantıklıdır.

Bu çalışmaların arasında farklılık yaratan ise; yapısal kırılma altında doğrusal olmayan zaman serileri üzerine Christopoulos ve León-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen *FADF* ve *FKSS* testleridir. Burada kullanılan Fourier dönüşümleri, seri yapısında olduğu varsayılan çeşitli formlardaki kırılma yapısını dikkatli bir biçimde açıklayabilmektedir. Bu Fourier dönüşümlerinin kullanılmasının ana amacıdır. Bu dönüşümün kullanılmasının gizil nedeni ise serinin doğrusallaştırılmasıdır. Bu doğrusallaştırma altında uygulanan birim kök testleri daha başarılı olacaktır. Daha önce değinildiği üzere zaman serilerinin durağanlığının reddedilmesinde yapısal kırılmalar da doğrusal olmayan düzeltmeler gibi etkilidir. Yapısal kırılmalar veri üretme mekanizmasını değiştirmekte ve bu nedenle deterministik parametrelerin ani değişiminden dolayı belirlenebilmektedir. Bu deterministik yapıyı değişimi ile beraber seriden uzaklaştırmak birim kök tespitinde faydalı olacaktır. Unutmamak gerekir ki; çalışmada amaçlanan yapısal kırılma teşhisi yerine birim kök analizidir.

Çalışmada; uzun dönem dengesine, simetrik ve asimetrik yönelimler altında yapısal kırılmaları da dikkate alarak doğrusal olmayan zaman serilerinde birim kök tespiti için alternatif bir test metodolojisi geliştirilmeye çalışılmıştır. Seçilen doğrusal olmayan yapı üssel yumuşak geçişli otoregresif *ESTAR* modelidir. Alternatif olarak geliştirilen bu test metodolojisi; Sollis (2009) ve Kruse (2011) modellerinin Fourier serileri altında yorumlanmasıdır. Geliştirilen bu testlere bu nedenle Fourier-Sollis (*FSOLLIS*)¹⁵⁸ ve Fourier-Kruse (*FKRUSE*)¹⁵⁹ adı verilmiştir.

Geliştirilen testlerin öncelikle kritik değerleri belirlenmeye çalışılmıştır. $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ yapısı altında $T = 50, 100, 200, 1000, 10000$ sonlu örneklem değerleri için 50000 adet deneme yapılarak %1, %5, %10 istatistiksel anlamlılık dereceleri için kritik değerler bulunmuştur. Fourier dönüşümleri için model dereceleri $k = 1, 2, 3, 4, 5$ için belirlenmiştir. Sonuçlar değerlendirildiğinde örneklem büyüklüğü 1000'e yaklaştıkça değerler arasındaki değişimin azaldığı ve 1000 ve 10000 örneklem boyutları için elde edilen kritik değerler arasındaki farkın azaldığı gözlemlenmiştir. Bu nedenle elde edilen değer kümesi içinde $T = 1000$ için elde edilen değerlerin kritik değer olarak seçilmesine karar verilmiştir. Elde edilen kritik değerler Tablo 16.'da gösterilmiştir.

¹⁵⁸ Ranjbar Omid et al. "A New Unit Root Test against Asymmetric ESTAR Nonlinearity with Smooth Breaks", *Iranian Economic Review*, 22.1, 2018, s.51-62.

¹⁵⁹ Gürış Burak, "A new nonlinear unit root test with Fourier function", *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 2018, s.1-7.

Tablo 16. Geliştirilen *FKRUSE* ve *FSOLLİS* testleri için kritik değerlerin belirlenmesi

Örneklem Büyüküğü	<i>FKRUSE</i>					Örneklem Büyüküğü	<i>FSOLLİS</i>				
	1.derece	2.derece	3.derece	4.derece	5.derece		1.derece	2.derece	3.derece	4.derece	5.derece
T=50	18.051	14.638	13.514	13.161	12.829	T=50	10.436	8.587	8.011	7.698	7.433
	12.839	10.135	9.432	9.221	9.005		7.511	6.033	5.523	5.295	5.173
	10.596	8.195	7.751	7.543	7.411		6.272	4.948	4.518	4.327	4.225
T=100	18.134	14.898	13.877	13.423	13.065	T=100	9.780	8.381	7.769	7.550	7.329
	13.080	10.596	9.961	9.667	9.499		7.353	6.104	5.592	5.374	5.271
	11.021	8.681	8.195	8.021	7.926		6.247	5.060	4.621	4.465	4.355
T=200	18.251	15.043	14.199	13.838	13.627	T=200	9.847	8.387	7.792	7.604	7.456
	13.405	10.892	10.282	10.067	9.894		7.441	6.165	5.680	5.501	5.370
	11.361	9.001	8.512	8.379	8.241		6.325	5.160	4.731	4.560	4.452
T=1000	18.252	15.480	14.456	13.732	13.760	T=1000	9.767	8.413	7.824	7.522	7.450
	13.764	11.148	10.548	10.199	10.132		7.472	6.215	5.738	5.481	5.425
	11.676	9.211	8.760	8.557	8.416		6.391	5.201	4.781	4.606	4.507
T=10000	18.282	15.163	14.347	14.064	13.758	T=10000	9.763	8.268	7.824	7.553	7.401
	13.968	11.124	10.573	10.255	10.075		7.540	6.191	5.745	5.525	5.382
	11.864	9.190	8.882	8.593	8.421		6.470	5.164	4.820	4.615	4.503

Geliştirilen testlerin otokorelasyona sahip hata terimleri altında boyut özellikleri sonlu örneklem için incelenmiştir. Veri üretme süreci aşağıdaki gibi $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ kabul edilmiştir. Hata terimleri ise $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$ olmak üzere $t = 1, 2, \dots, T$ için belirlenmiştir. Burada yer alan gürültü terimi $u_t \sim iid(0,1)$ dağılımına sahip, hata terimlerinin otokorelasyon terimi $\rho = \{-0.5, 0, 0.5\}$ olarak belirlenmiştir. $T = 1000$ için 20000 deneme yapılmıştır.

Farklı model dereceleri k için; elde edilen boyut özellikleri incelendiğinde testin boyut probleminin bulunmadığı kabul edilmiştir. Ancak model derecesi (birden beşe doğru ilerledikçe) boyutta çok az da olsa bozunma meydana gelmektedir. Geliştirilen testlerin boyut özellikleri Tablo 17.'de sunulmuştur.

Tablo 17. Geliştirilen FKRUSE ve FSOLLIS testleri için boyut özelliklerinin belirlenmesi

	İstatistiksel Anlamlılık	1.derece	2.derece	3.derece	4.derece	5.derece
$\rho = -0.5$ Fkruse	%1	1.015	0.940	0.900	0.895	0.835
	%5	4.925	4.665	4.865	4.615	4.520
	%10	9.685	9.275	10.115	9.390	9.505
$\rho = -0.5$ FSollis	%1	0.995	0.885	0.975	0.830	0.815
	%5	4.725	4.700	5.100	4.855	4.565
	%10	9.585	9.315	10.155	9.540	9.345
$\rho = 0$ Fkruse	%1	0.990	0.920	1.055	0.995	1.080
	%5	5.360	4.800	4.870	4.855	4.870
	%10	10.540	9.975	10.160	9.710	10.285
$\rho = 0$ FSollis	%1	0.975	0.935	1.010	1.030	1.065
	%5	5.315	4.730	4.900	4.980	5.165
	%10	10.635	9.755	10.075	9.685	10.320
$\rho = 0.5$ Fkruse	%1	1.090	0.890	0.960	1.005	0.900
	%5	5.240	4.710	4.685	5.055	4.515
	%10	10.485	9.690	9.815	9.980	9.870
$\rho = 0.5$ FSollis	%1	1.000	1.000	0.995	0.945	0.870
	%5	5.080	4.775	4.730	5.155	4.645
	%10	10.335	9.585	9.790	9.905	9.590

Geliştirilen testin güç özellikleri *FADF* ve *FKSS* testlerinde olduğu gibi incelenmiştir. Orijinal çalışmada yer alan parametre katsayı değerleri ve model dereceleri olan frekanslar için 20000 adet deneme $T = \{250\}$, $p = \{-1.5, -1, -0.5, -0.1\}$, $\theta = \{0.01, 0.5, 0.1\}$, $\delta_1 = \delta_2 = \{1, 0.1\}$ ve $k = \{1, 2, 3\}$ altında tablolaştırılmıştır.

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \text{ yapısı için,} \quad (188.1)$$

$$\Delta v_t = p v_{t-1} \left(1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i}^2) \right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (191)$$

altında simüle edilmiştir.

Tablo 18. Geliştirilen *FKRUSE* ve *FSOLLİS* testleri için güç özelliklerinin belirlenmesi

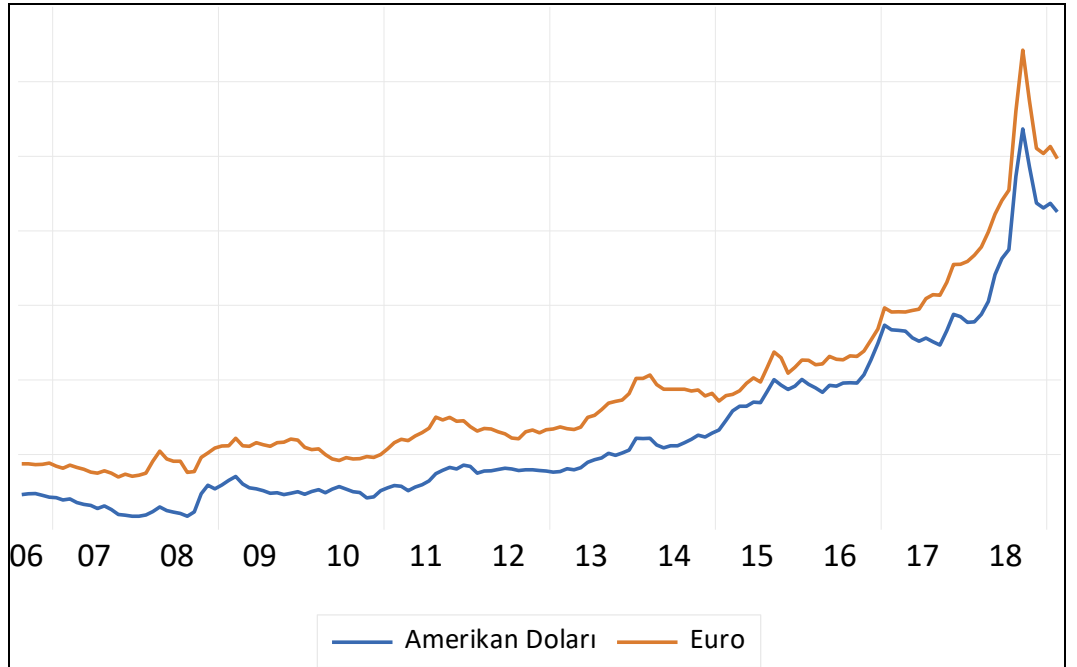
Güç analizi $\delta_i = 1$		Fkruse			FSollis		
		K=1	K=2	K=3	K=1	K=2	K=3
$p = -1.5$	$\theta = 0.1$	0.962	0.979	0.983	0.967	0.975	0.986
$p = -1.5$	$\theta = 0.5$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -1.5$	$\theta = 1.0$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -1.0$	$\theta = 0.1$	0.832	0.893	0.902	0.828	0.894	0.901
$p = -1.0$	$\theta = 0.5$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -1.0$	$\theta = 1.0$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -0.5$	$\theta = 0.1$	0.425	0.524	0.561	0.388	0.464	0.516
$p = -0.5$	$\theta = 0.5$	0.966	0.986	0.992	0.966	0.985	0.993
$p = -0.5$	$\theta = 1.0$	0.994	1.000	1.000	0.995	1.000	1.000
$p = -0.1$	$\theta = 0.1$	0.111	0.112	0.110	0.101	0.093	0.092
$p = -0.1$	$\theta = 0.5$	0.228	0.278	0.279	0.192	0.234	0.234
$p = -0.1$	$\theta = 1.0$	0.283	0.412	0.396	0.252	0.352	0.362
Güç analizi $\delta_i = 0.1$		Fkruse			FSollis		
		K=1	K=2	K=3	K=1	K=2	K=3
$p = -1.5$	$\theta = 0.1$	0.966	0.982	0.981	0.969	0.982	0.985
$p = -1.5$	$\theta = 0.5$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -1.5$	$\theta = 1.0$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -1.0$	$\theta = 0.1$	0.817	0.912	0.912	0.804	0.904	0.906
$p = -1.0$	$\theta = 0.5$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -1.0$	$\theta = 1.0$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$p = -0.5$	$\theta = 0.1$	0.430	0.541	0.553	0.404	0.486	0.503
$p = -0.5$	$\theta = 0.5$	0.966	0.984	0.991	0.968	0.985	0.992
$p = -0.5$	$\theta = 1.0$	0.996	0.999	1.000	0.996	0.998	1.000
$p = -0.1$	$\theta = 0.1$	0.104	0.096	0.108	0.096	0.079	0.088
$p = -0.1$	$\theta = 0.5$	0.195	0.275	0.279	0.168	0.226	0.236
$p = -0.1$	$\theta = 1.0$	0.269	0.378	0.392	0.232	0.316	0.347

Güç özellikleri incelenmesinde elde edilen sonuçlar *FADF* ve *FKSS* için gerçekleştirilen uygulama ile aynı yapıda oldukları için etkin bir şekilde karşılaştırılabilir. Testlerin genel özellikleri orjinal çalışmada elde edilen sonuçlar ile benzer yönelimdedir. Seçilen p parametre katsayı değeri sıfıra yaklaştıkça testin gücü azalmaktadır. Sözkonusu değişim p değerinin sıfırdan uzak değerleri için birim kök yapısına yaklaşmasıdır. Benzer şekilde θ parametre katsayısının bire yaklaşması durumunda testin gücü artmaktadır. Model yapısında rejimler arasında geçiş hızı θ arttıkça testlerin başarısı artmaktadır. Elde edilen test sonuçları yapısı baz alınan *FADF* ve *FKSS* testleri ile benzerdir. Elde edilen sonuçlar Tablo 18.'de sunulmuştur.

3.3. AMPİRİK UYGULAMA

Çalışmanın ampirik uygulamasında geliştirilen *FSOLLIS* ve *FKRUSE* testleri için Satın alma gücü paritesi Euro ve Amerikan doları'nın Türk lirasına karşın parite değerleri incelenerek belirlenmiştir. Seçilen serilerin gözlem değerleri aylık frekansta belirlenmiş olup, 2006 yılının Ağustos ayından, 2019 yılının Şubat ayına kadar olan kısmını içermekte ve 151 gözlemden oluşmaktadır. Amerikan doları ve Euro'nun Türk Lirasına karşın Parite değerleri zamana karşın Şekil 1.' de verilmiştir.

Şekil 1. Amerikan Doları ve Euro Değer serileri



Söz konusu iki serinin Satın Alma Gücü Paritesi (*PPP*) altında durağan olmaları gerekmektedir. Ampirik uygulamada öncelikle serilerin doğrusal veya doğrusal-dışı yapıda olduklarına karar verilmiştir. Bu karar Teräsvirta (1994) ve Harvey ve diğ.(2008) testleri ile belirlenmiştir. İlerleyen safhada, serilerin durağanlığı Geleneksel Dickey Fuller, *KSS*, *Sollis*, *Kruse*, *FADF*, *FKSS* testleri ile geliştirdiğimiz *FSOLLIS*, *FKRUSE* testleri ile sınanmıştır. Son olarak ise seriler *ESTAR* yapısında doğrusal olmayan şekilde modellenmeye çalışılmıştır.

Tablo 19. Harvey ve diğ.(2008) doğrusallık testi

Model yapıları için W_λ testi sonuçları ¹⁶⁰	Amerikan Doları	Euro
Ham seri	43.2191*	43.9181*
Ortalamadan arındırılmış seri	32.1982*	36.8708*
Ortalamadan ve trendden arındırılmış seri	0.9926	40.2820*

Öncelikle zaman serilerinin doğrusal-dışılığının belirlenmesi ve kaynağının tespit edilmesine çalışılmıştır. Bu nedenle ham serilerin yanında ortalamadan arındırılmış, ortalamadan ve trendden arındırılmış durumlar da incelenmiştir. Bu haliyle her iki test yapısı altında, seçilen seriler doğrusal dışı olarak kabul edilmişlerdir. Harvey ve diğ. (2008) test sonuçlarına göre dikkati çeken nokta, özellikle Amerikan doları serisinde deterministik trend yapısının da sistemden uzaklaştırılması ile serinin yapısının doğrusal olarak kabul edilebileceğinin belirlenmesidir. Amerikan Doları serisinde doğrusal-dışılığa neden olan deterministik değişken trend fonksiyonu olarak kabul edilebilmektedir. Ancak, Euro serisinin seçilen zaman aralığı bakımında üç durumda da doğrusal-dışı yapıda olduğu kabul edilebilmektedir. Bu durum her iki serinin de ortalamasının zamana bağlı olarak değiştiği, ayrıca Euro serisi için de deterministik trend fonksiyonunun da zamana bağlı olarak değiştiğinin izlenimini yaratmaktadır.

Tablo 20. Teräsvirta (1994) doğrusallık testi

	Amerikan Doları	Test sonuçları	Euro	Test sonuçları
S1	Ki-kare(8)	46.24561 (0.0000)	Ki-kare(8)	75.66981 (0.0000)
	F testi(8,135)	5.780701 (0.0000)	F testi(8,135)	9.485726 (0.0000)
S2	Ki-kare(3)	16.44246 (0.0009)	Ki-kare(3)	21.63116 (0.0001)
	F testi(3,135)	5.480821 (0.0014)	F testi(3,135)	7.210388 (0.0002)
S3	Ki-kare(3)	23.99847 (0.0000)	Ki-kare(3)	39.21989 (0.0000)
	F testi(3,138)	7.999490 (0.0001)	F testi(3,138)	13.07330 (0.0000)
S4	Ki-kare(3)	14.46069 (0.0032)	Ki-kare(3)	20.18438 (0.0002)
	F testi(3,141)	4.820229 (0.0032)	F testi(3,141)	6.728128 (0.0003)

¹⁶⁰ Test sonuçları için %1 istatistiksel anlamlılık, elde edilen değerlerin yanına konulan * işareti ile belirlenmiştir. Test sonuçları için kritik değerler 2 serbestlik derecesine sahip ki-kare dağılım tablosundan çekilmiştir. %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık altında kabul edilen kritik değerler sırasıyla 9.21, 5.99 ve 4.61 olarak belirlenmiştir.

Öncelikle Teräsvirta (1994) test metodolojisindeki gibi, H_0 temel hipotezini kullanarak her iki seri için de gecikme parametresinin $d = 1$ olarak saptanması gerçekleşmiştir. Yine her iki seri için de otoregresif gecikme derecesi olarak $p = 3$ olarak seçilmiştir. Bu koşulda elde edilen önermeler incelenerek serinin öncelikle doğrusal yapısı sorgulanmıştır. Daha sonraki önermelerde doğrusal-dışılık üzerine belirlemelerde bulunulmuştur.

Birinci önerme ($S1$) ile doğrusallığın test edilmesi sağlanmış ve H_0 temel hipotezinin F_1 ile reddedildiği gözlemlenmiştir. Bu halde seçilen seriler doğrusal-dışı yapıdadır. Önceki kısımda Harvey ve diğ. (2008) testinde ulaşılan sonuçla benzerdir. Testin izleyen kısmında diğer önerme sonuçları karşılaştırılarak; H_{02} 'nin güçlü bir şekilde reddedildiğini ve testin olasılık değerinin ($p - değeri$), H_{01} ve H_{03} elde edilenden daha küçük olduğu saptanmıştır. Bu nedenle her iki seri yapısının da $ESTAR$ olduğunu kabul edilebilmektedir.

Bununla birlikte tüm önermelerin güçlü bir şekilde reddedildiği bulunmuştur. Bu durumda Amerikan Doları ve Euro serileri seçilen zaman aralığında $LSTAR$ veya $ESTAR$ modelleri altında tanımlanabilirler. Buradaki kesinlik, sadece doğrusal-dışı yapılar altında ifade edilmeleri şeklindedir. Elde edilen sonuçlar Tablo 20.'de sunulmuştur.

Tablo 21. ADF test sonuçları

ADF Test sonuçları	τ	τ_μ	τ_τ
Amerikan doları	1.641422 (0.9753)	0.502095 (0.9863)	-1.767129 (0.7158)
Euro	1.838784 (0.9841)	0.676165 (0.9913)	-1.319150 (0.8792)
%1 kritik değer	-2.58	-3.48	-4.02
%5 kritik değer	-1.94	-2.88	-3.44
%10 kritik değer	-1.62	-2.58	-3.14

Elde edilen ADF sonuçları; serilerin doğrusal yapıda olduğu kabul edildiğinde incelenmelidir. Serilerin durağandışı olduğu kabul edilebilmektedir. En uygun gecikme yapısı 3 olarak belirlenmiştir. Seride belirlenen durağandışılığın; doğrusal-dışı yapıda olma veya yapısal kırılma unsurlarından kaynaklı olma ihtimali incelenmelidir. Test sonuçları Tablo 21.'de sunulmuştur.

Tablo 22. KSS(2003) test sonuçları

KSS Test sonuçları	t_{NL}	$t_{NL,\mu}$	$t_{NL,\tau}$
Amerikan doları	0.353125	-2.651426	-4.952942
Euro	0.018316	-2.669115	-5.151757
%1 kritik değer	-2.82	-3.46	-3.87
%5 kritik değer	-2.22	-2.93	-3.35
%10 kritik değer	-1.92	-2.65	-3.07

Bilgi kriterleri dikkate alındığında, t_{NL} , $t_{NL,\mu}$ ve $t_{NL,\tau}$ testleri için Amerikan doları ve Euro serileri açısından en uygun gecikme yapısının 3 olduğu belirlenmiştir. Elde edilen test sonuçlarına göre *ESTAR* model yapısı altında uzun dönem denge durumuna simetrik davrandığı kabul edilen serilerin sabit terim içermediği durumda durağandışı olduğu gözlemlenmiştir. Sabit terim içerdiği kabul edildiğinde ise iki serinin de %10 istatistiksel anlamlılık altında durağan kabul edilebildiği görülmektedir. Hem sabit terim hem de trend yapısı içerdiği kabulü altında ise serinin %1 istatistiksel anlamlılık altında dahi durağan kabul edilebildiği belirlenmiştir. Her iki serinin de doğrusal yapıda kabul edilmesi durağandışı gibi görülmesine sebep olmaktadır. Elde edilen test sonuçları Tablo 22.'de sunulmuştur.

Tablo 23. Sollis(2009) ve Kruse(2011) test sonuçları

Sollis (2009) Test sonuçları	F_{AE}	$F_{AE,\mu}$	$F_{AE,t}$
Amerikan doları	13.36388	21.39746	18.75625
Euro	14.07326	31.89391	27.62546
%1 kritik değer	6.066	6.806	8.954
%5 kritik değer	4.297	4.971	6.597
%10 kritik değer	3.496	4.173	5.590
Kruse (2011) Test sonuçları	$d_t = 0$	$d_t = 1$	$d_t = [1 \ t]'$
Amerikan doları	13.14979	20.88171	20.35696
Euro	11.02971	32.10722	39.26800
%1 kritik değer	13.15	13.75	17.10
%5 kritik değer	9.53	10.17	12.82
%10 kritik değer	7.85	8.60	11.10

Bilgi kriterleri dikkate alındığında Sollis(2009) ve Kruse(2011) testleri için her iki seri açısından en uygun gecikme yapısının 3 olduğu belirlenmiştir. Sollis (2009) testi için karşılaştırılan kritik değerler örneklem büyüklüğü $T = 200$ için elde edilmiş değerlerdir. İki test arasındaki temel fark uzun dönem denge durumuna yönelimin simetrik veya asimetrik kabul edilmesidir. Sollis (2009) testi için elde edilen sonuçlar altında seriler üç

model yapısı altında %1 istatistiksel anlamlılık için durağan kabul edilmektedir. Kruse (2011) testi ise uzun dönem denge yapısına yönelimin asimetrik olduğunu kabul etmektedir. Sabit terim yapısına sahip olmadığı düşünülen model için her iki seri de %5 istatistiksel anlamda durağandır. Sabit terim ve sabit terim ile trend yapısı içeren model yapıları kabulü altında her iki seri de %1 istatistiksel anlamlılık altında durağandır. Bu durum Dickey-Fuller test istatistiği sonuçlarının uyumsuzluğunu oldukça aydınlatmaktadır. Kontrol edilmesi gereken bir diğer olgu, yapısal kırılmanın etkisidir. Test sonuçları Tablo 23.'de özetlenmiştir.

Tablo 24. FADF ve FKSS test sonuçları

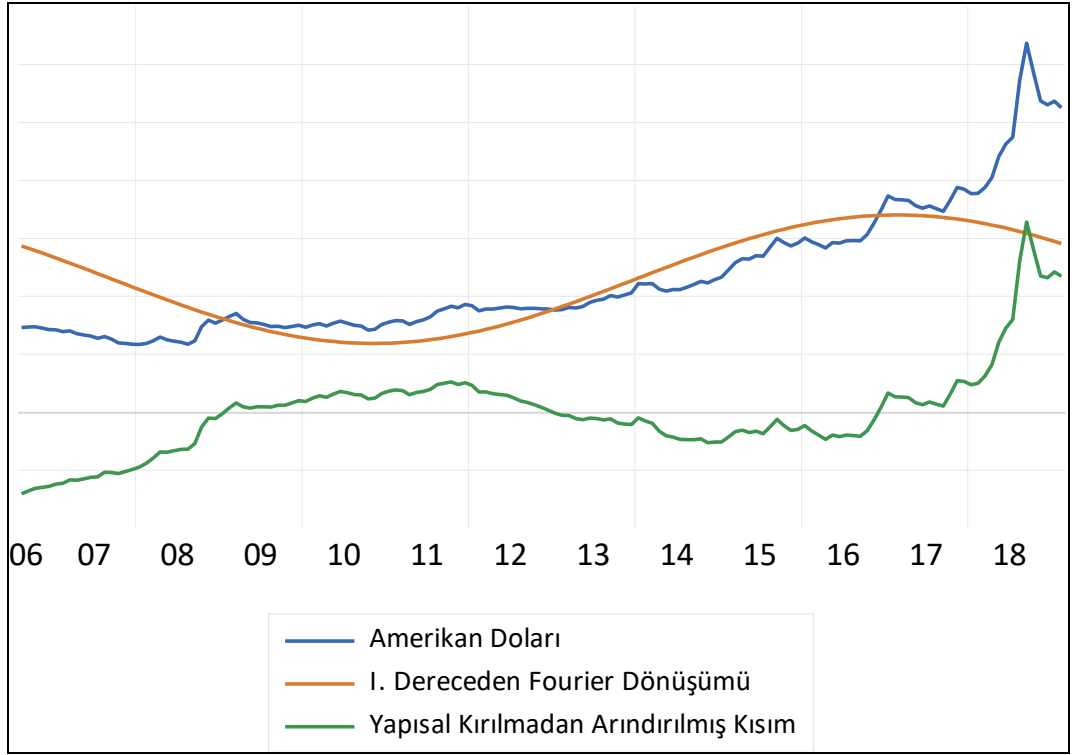
FADF	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
Amerikan doları	1.060196	-0.293329	-0.202808	-0.091560	-0.087194
Euro	-0.841190	-0.266920	0.058385	0.076150	0.059718
%1 kritik değer	-4.19	-3.86	-3.65	-3.58	-3.51
%5 kritik değer	-3.60	-3.26	-3.11	-3.04	-3.01
%10 kritik değer	-3.29	-2.99	-2.86	-2.77	-2.79
FKSS	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
Amerikan doları	-3.630391	-3.129339	-3.021842	-2.850132	-2.765220
Euro	-3.830244	-3.376854	-3.108152	-2.899750	-2.816658
%1 kritik değer	-4.36	-3.88	-3.68	-3.54	-3.51
%5 kritik değer	-3.78	-3.28	-3.03	-2.93	-2.90
%10 kritik değer	-3.48	-2.95	-2.71	-2.64	-2.61
Frekans anlamlılığı	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
Amerikan doları	72.71890 (0.0000)	14.04038 (0.0000)	6.035294 (0.0030)	5.296939 (0.0060)	2.606050 (0.0772)
Euro	53.24993 (0.0000)	14.49406 (0.0000)	9.884340 (0.0001)	6.017118 (0.0031)	3.514871 (0.0323)
RSS	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
Amerikan doları	94.40362	157.3232	173.0586	174.6700	180.855
Euro	117.7912	169.3777	178.6855	187.3214	193.3683

Bilgi kriterleri açısından *FADF* ve *FKSS* testleri uygulanırken, önceki testlerde olduğu gibi her iki seri açısından en uygun gecikme yapısının 3 olduğu belirlenmiştir. Birm kökün varlığı açısından, kritik test değerleri örneklem sayısı $T = 250$ için

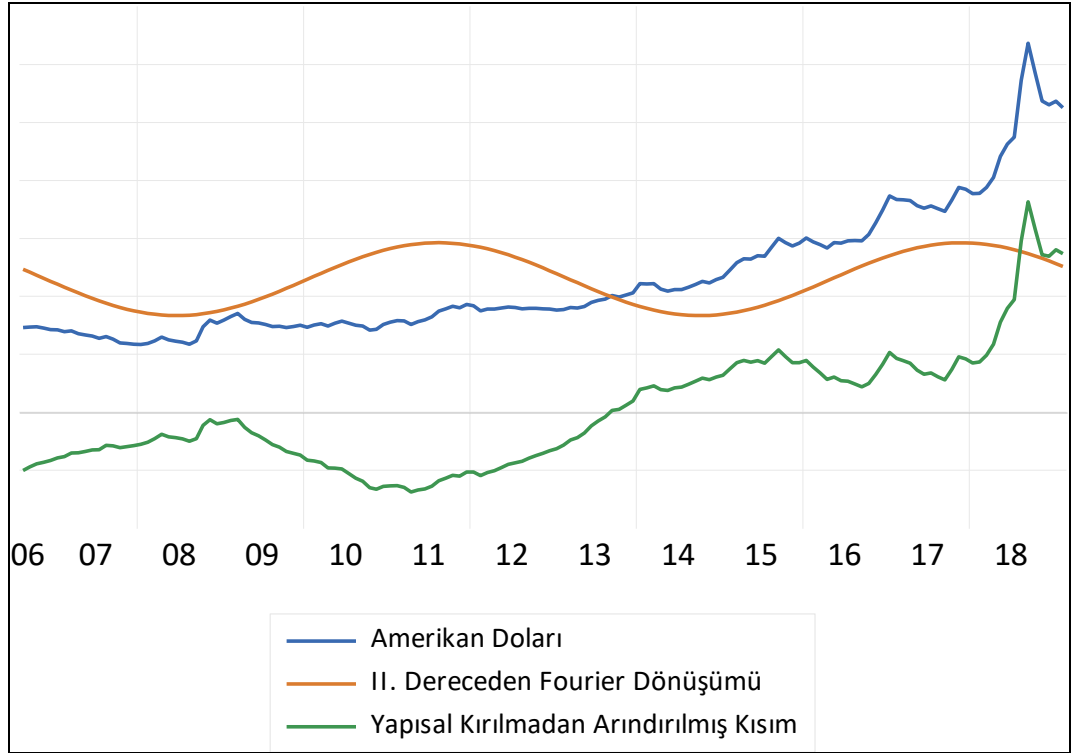
değerlendirilmiştir. Her iki seri için de birden beşe kadar frekans değerleri denemiştir. Hata terimleri kareleri toplamını minimize eden frekans değerinin $k = 1$ uygun frekans değeri olduğu kabul edilmiştir. Elde edilen Fourier dönüşümünün istatistiksel anlamlılığı seri durağan ise F -dağılımına uygun olacaktır. Elde edilen Fourier dönüşümlerinin tamamı istatistiksel anlamlı olarak kabul edilebilmektedir. Yapılan dönüştürme işlemi görsel olarak izleyen şekillerde görülebilmektedir. Amerikan doları fiyat serisi için $k = 1, 2, \dots, 5$ birden beşe kadar frekans dereceleri için fourier dönüşümleri sırasıyla şekil 2, 3, 4, 5 ve 6 için verilmiştir. Euro fiyat serisi için $k = 1, 2, \dots, 5$ birden beşe kadar frekans dereceleri için fourier dönüşümleri sırasıyla şekil 7, 8, 9, 10 ve 11 için verilmiştir. İlgili şekillerde ilgili frekans derecesinin yapısı ve seriden ayrıştırılması ile ilgili artık seri gözlemlenmektedir.

Elde edilen $FADF$ sonuçları incelendiğinde tüm frekans değerleri her iki seri de durağandıışı olarak kabul edilmektedir. Aksi yönde ise $FKSS$ test sonuçları ise Amerikan dolarının tüm frekans değerleri için %10 istatistiksel anlamlılık altında durağan kabul edilebileceğini göstermektedir. Bununla beraber Euro için elde edilen $FKSS$ sonuçları incelendiğinde neredeyse tüm seriler için %5 istatistiksel anlamlılık altında durağan kabul edilebileceğine işaret etmektedir. Bu durum her iki seride de gözlemlenen durağandıışı görünümün sadece yapısal kırılmadan değil aynı zamanda uzun dönem dengesine doğrusal-dışı yönelimlerin bulunduğuna işaret etmektedir. Bu durum yapılan tüm çalışmanın özeti niteliğindedir. Bir sonraki adımda seçilen seriler, Sollis (2009) ve Kruse (2011) testleri Fourier altında değerlendirilecektir. Yapısal kırılma altında incelenen serilerin test sonuçları Tablo 24.'de özetlenmiştir.

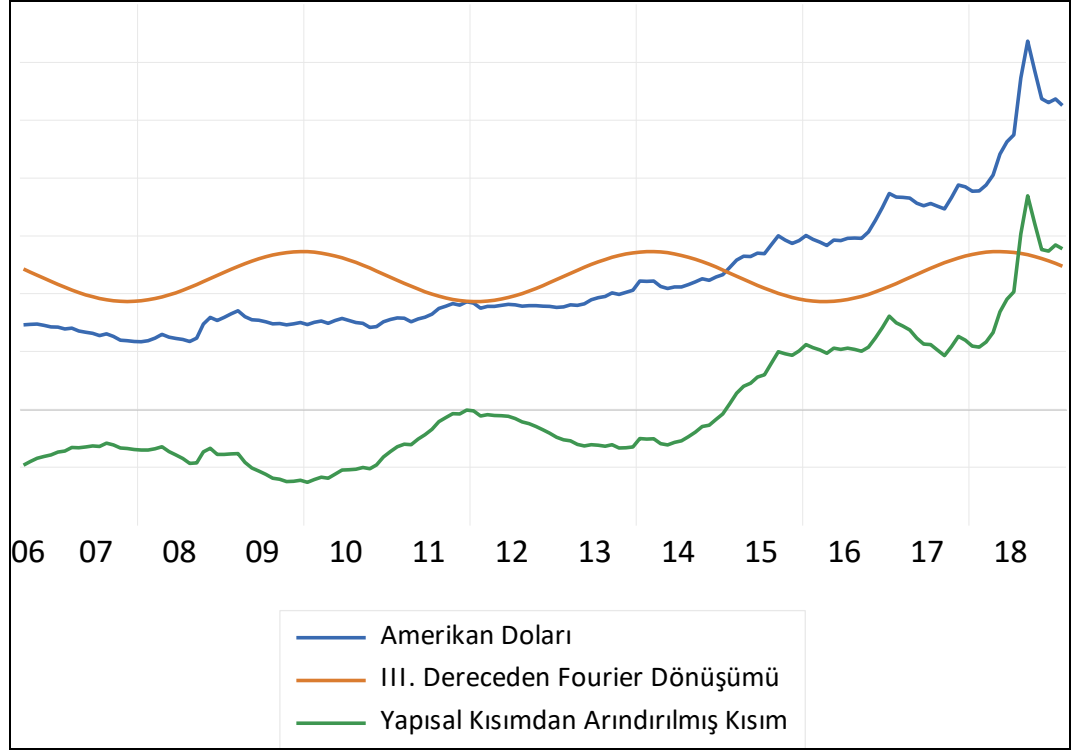
Şekil 2. Amerikan Doları Serisinin Birinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



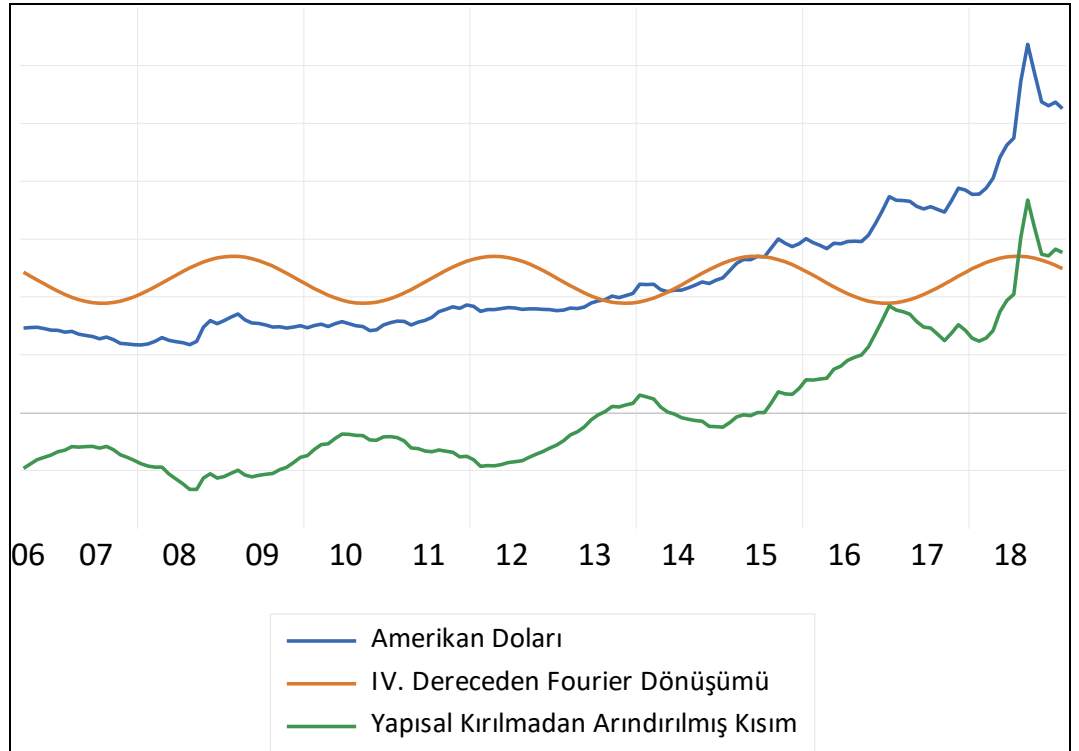
Şekil 3. Amerikan Doları Serisinin İkinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



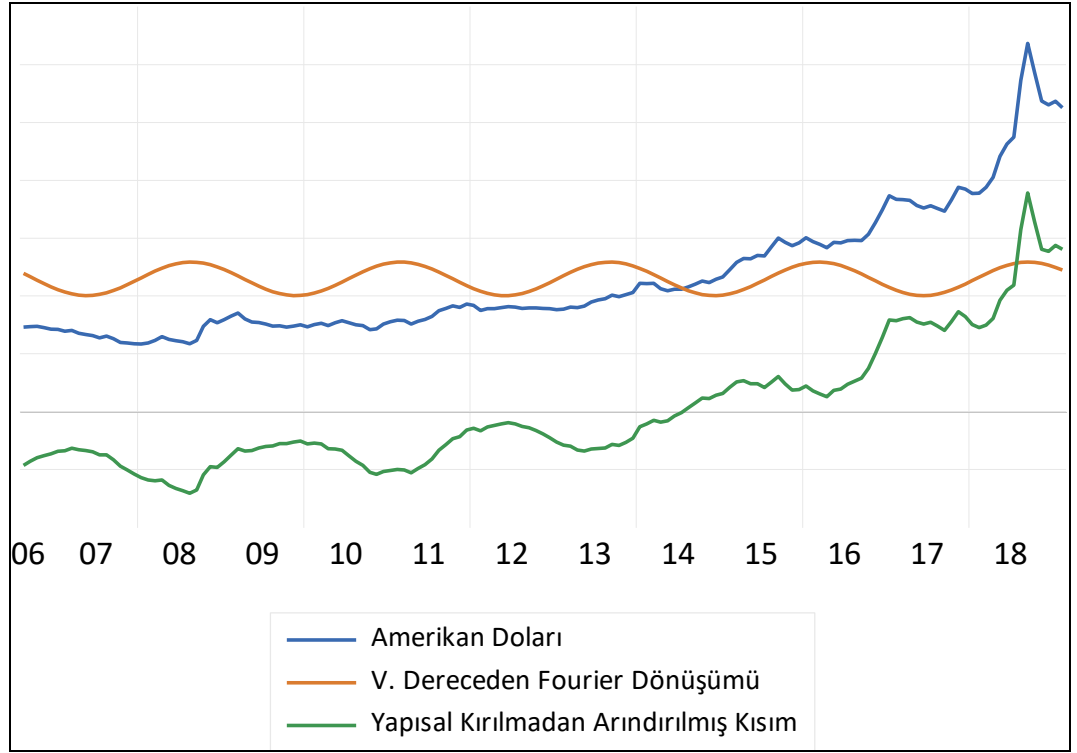
Şekil 4. Amerikan Doları Serisinin Üçüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



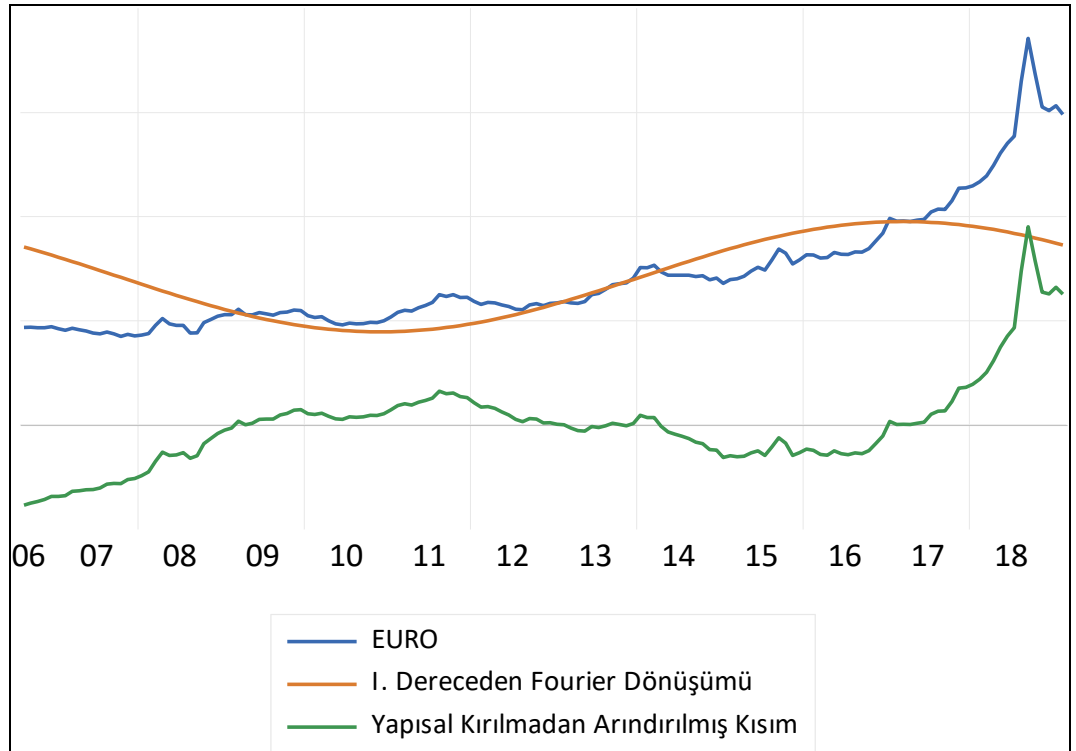
Şekil 5. Amerikan Doları Serisinin Dördüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



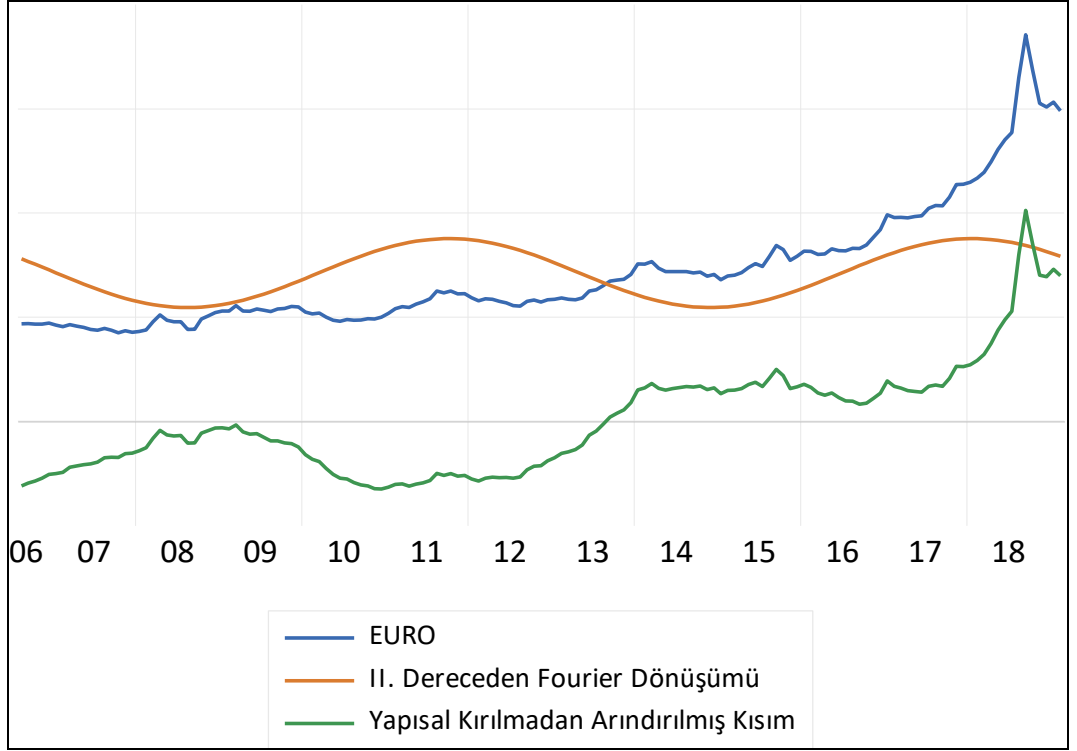
Şekil 6. Amerikan Doları Serisinin Beşinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



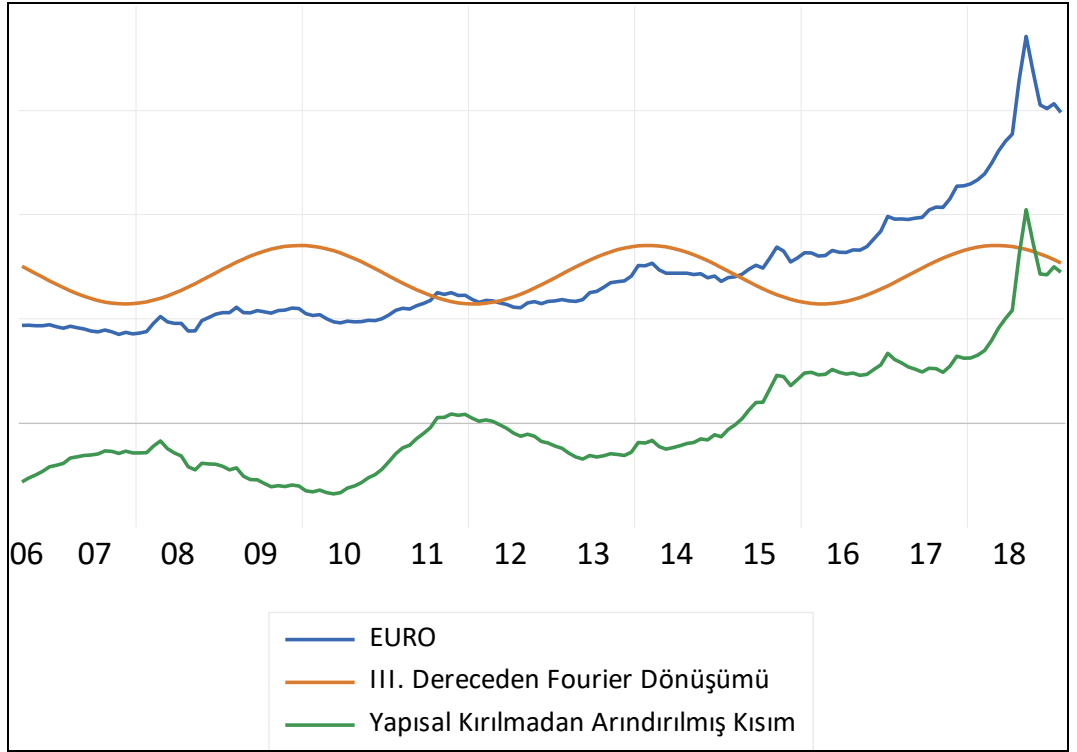
Şekil 7. Euro Serisinin Birinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



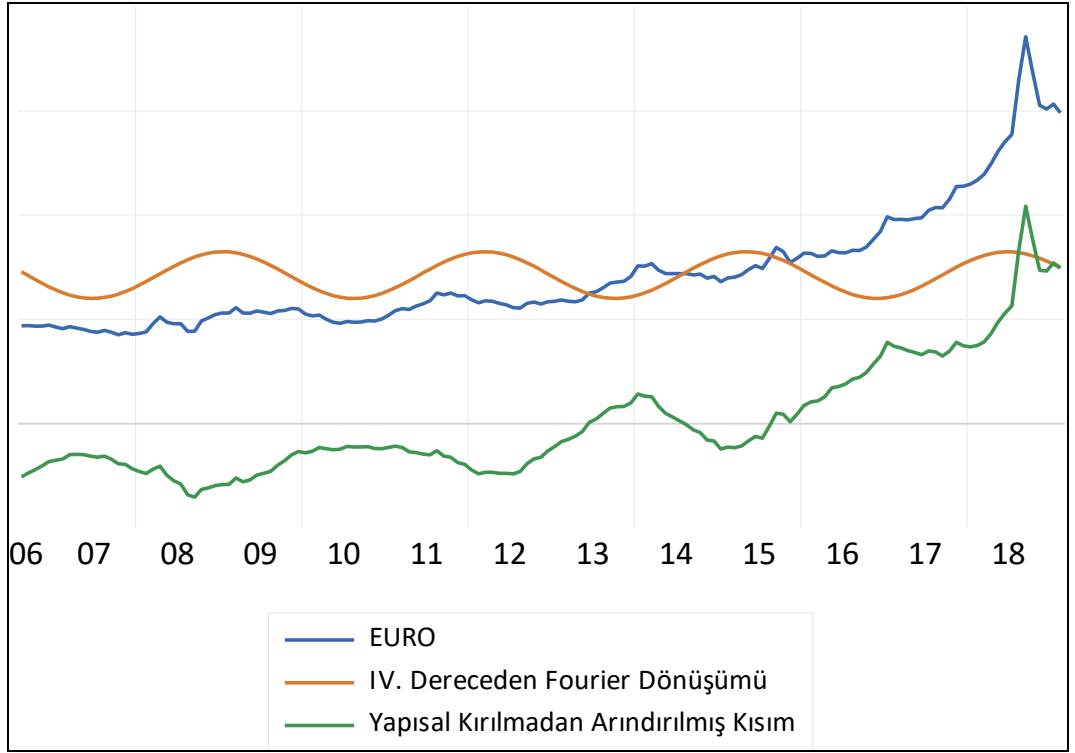
Şekil 8. Euro Serisinin İkinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



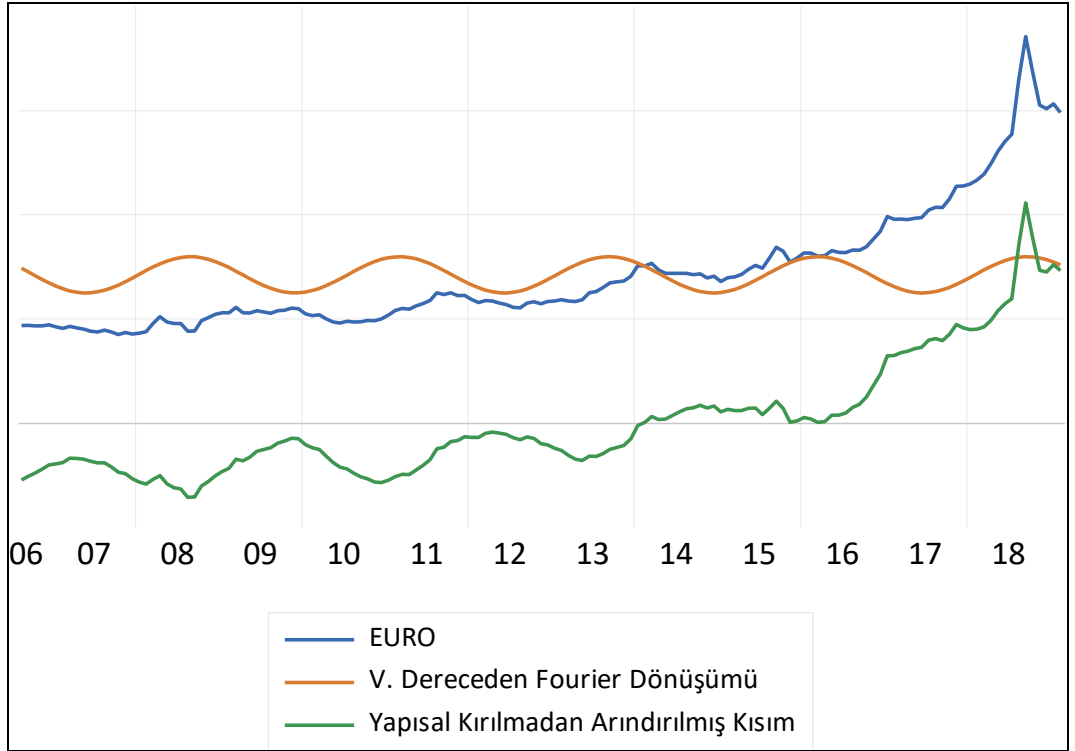
Şekil 9. Euro Serisinin Üçüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



Şekil 10. Euro Serisinin Dördüncü Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



Şekil 11. Euro Serisinin Beşinci Derece Fourier dönüşümden ayrıştırılması



Tablo 25. Geliştirilen FSOLLİS ve FKRUSE test sonuçları

FSOLLİS	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
Amerikan Doları	19.26531 (0.0000)	19.10933 (0.0000)	22.73072 (0.0000)	21.24504 (0.0000)	20.44482 (0.0000)
Euro	27.21703 (0.0000)	32.54627 (0.0000)	32.45657 (0.0000)	34.64772 (0.0000)	32.89509 (0.0000)
%1 kritik değer	9.767	8.413	7.824	7.522	7.450
%5 kritik değer	7.472	6.215	5.738	5.481	5.425
%10 kritik değer	6.391	5.201	4.781	4.606	4.507
FKRUSE	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5
Amerikan Doları	15.95641	11.64013	14.88107	15.45170	16.24386
Euro	23.95339	18.80434	19.72911	23.27123	23.95753
%1 kritik değer	18.252	15.480	14.456	13.732	13.760
%5 kritik değer	13.764	11.148	10.548	10.199	10.132
%10 kritik değer	11.676	9.211	8.760	8.557	8.416

Geliştirilen *FSOLLİS* ve *FKRUSE* testleri ile seçilen iki serinin durağanlığı irdelenmiştir. Önceki tüm testlerden farklı olarak *FSOLLİS* testinde bir gecikmeli yapı uygun bulunmuştur. *FKRUSE* testinde ise benzer olarak üç gecikme kullanılmıştır. Test sonuçlarına bakıldığında çok güçlü bir şekilde durağan dışılık reddedilmektedir. Test sonuçları Tablo 25.'de sunulmuştur. Durağandıılığın tüm frekanslar altında, bu derece güçlü reddedilmesinin nedeni kullanılan Fourier dönüşümlerinin etkisidir. Görsel olarak önceki kısımda görülebileceği gibi yapının durağan kabul edilebilen kısımlarında bile yapısal kırılma etkisi ayrıştırıldıktan sonra uzun denge yönelimi oluşturulmuştur. Bu durum şu sorunu akla getirir ki; doğrusal ancak durağandıışı bir yapıya Fourier dönüşümü uygulanırsa, doğrusal-dışı ve durağan olarak kabul edilebilir mi?. İncelenmeye çalışılmış olarak seri eğer ilk halde doğrusal-dışı ise sorun yaratmayacaktır.

Bu nedenle uygulamalarda ilk başta yapılması gereken işlemi uygulayarak *ESTAR* yapısı altında serilerin modellenmesinin incelenmesi gerekmektedir. Serilerin daha en başta doğrusal veya doğrusal-dışı yapıda modellenebileceğine karar verilmesi gerekir. *ESTAR* yapısı altında modeli tanımlayarak doğrusal olmayan yapı altında katsayı parametrelerini tanımlansın. Amerikan doları ve Euro serileri en basit haliyle; bir

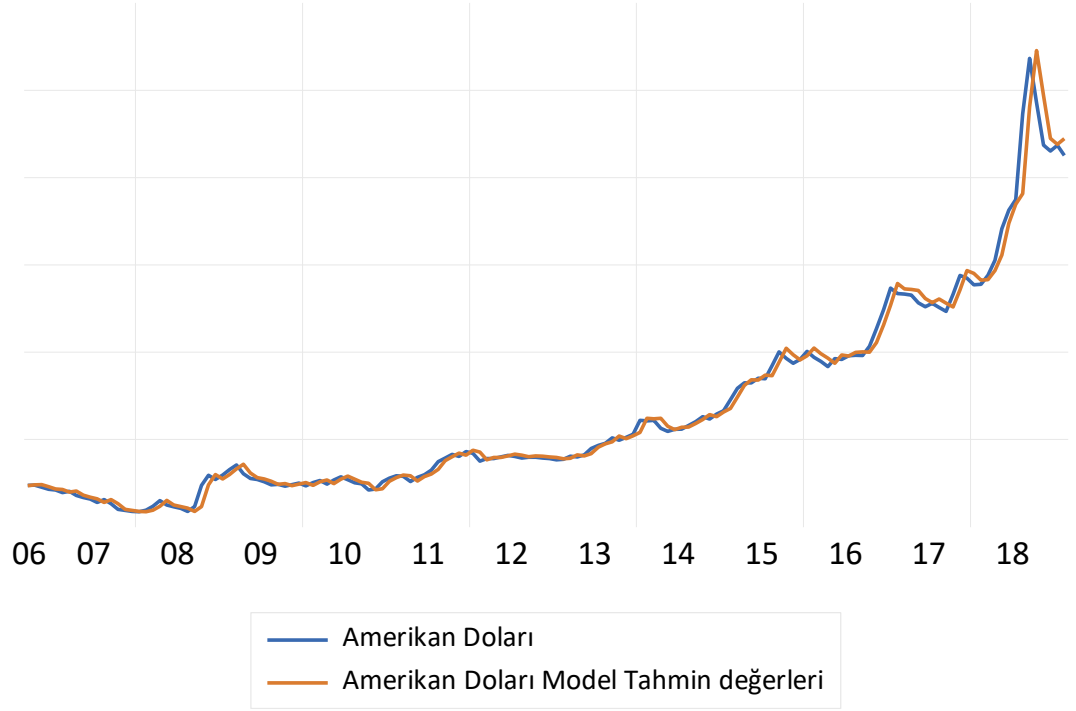
gecikmeye sahip ve üssel yumuşak geçişli otoregresif yapı altında tanımlanır ise, $y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)) + \varepsilon_t$ halini alacaktır.

Bu durumda maximum likelihood altında doğrusal olmayan şekilde model yapısı tanımlanmaya çalışılmıştır. Gerçek verilere 10^{-13} olarak seçilen hata payı altında Amerikan Doları için 60 tekrarda, Euro için 68 tekrarda istenilen yapıya ulaşılmıştır. Tahmin değerleri Tablo 26.'da sunulmuş ve Şekil 12.-13.'de ise tahmin değerleri görselleştirilmiştir.

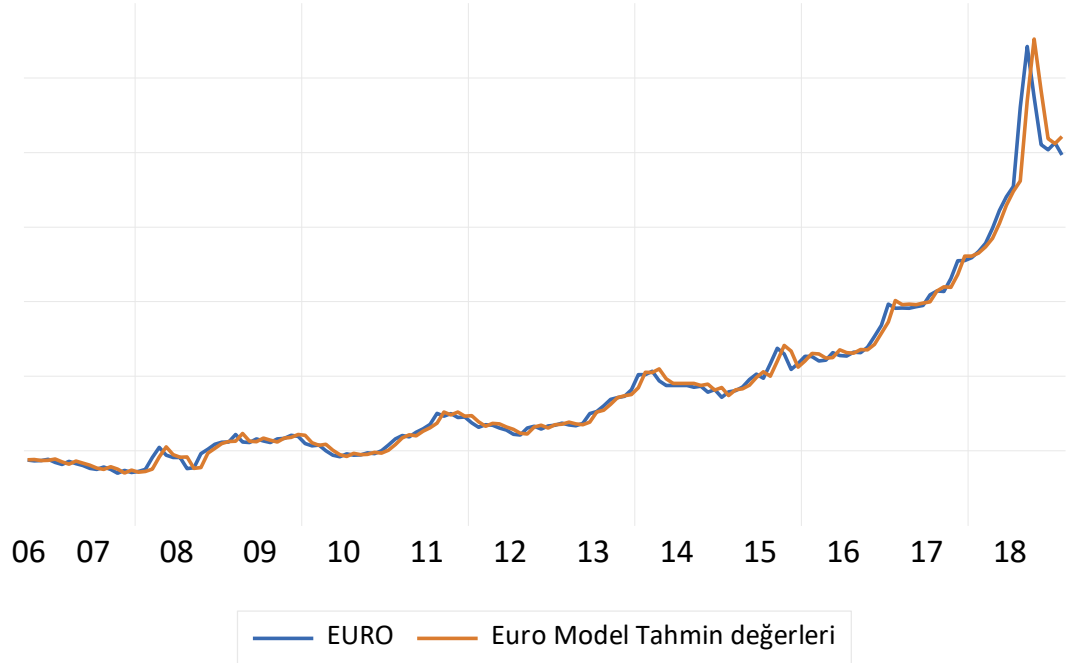
Tablo 26. Seçilen serilerin doğrusal olmayan şekilde *ESTAR*(1) tahminlenmesi

Amerikan Doları	Katsayı değeri	Standart hatası	Z-istatistiği	Olasılık değeri
β	0.989110	0.138478	7.142731	0.0000
γ	0.025172	0.138182	0.182162	0.8555
θ	0.415090	2.135898	0.194340	0.8459
Log-Likelihood değeri	90.68342	Akaike Bilgi Kriteri	-1.155779	
		Schwarz Bilgi Kriteri	-1.075495	
		Hannah-Quinn Kriteri	-1.123162	
Euro	Katsayı değeri	Standart hatası	Z-istatistiği	Olasılık değeri
β	0.990832	0.110334	8.980313	0.0000
γ	0.022615	0.110023	0.205545	0.8371
θ	0.214406	0.847026	0.253128	0.8002
Log-Likelihood değeri	68.00224	Akaike Bilgi Kriteri	-0.853363	
		Schwarz Bilgi Kriteri	-0.773080	
		Hannah-Quinn Kriteri	-0.820747	

Şekil 12. Amerikan Doları Serisinin Doğrusal olmayan modelleme altında tahminlenmesi



Şekil 13. Euro Serisinin Doğrusal olmayan modelleme altında tahminlenmesi



Doğrusal-dışı yöntemler ile serilerin otoregresif katsayı incelenerek durağanlıkları aydınlatılmaya çalışılmıştır. Modellerde belirlenen katsayı değerleri birden küçük bulunmuş ve serilerin yüzeyden durağan olduklarına karar verilmiştir. Bu model yapısının açıklanmasının sebebi doğrusal model tahminleme ile ulaşılabacak hatalardan kaçınmaktır. Doğrusal-dışı yapı içeren serilerin doğrusal yapılar altında incelenmesi modelleme hatasına sebep olacaktır. Bu tür yapıların açıklanması için Taylor dönüşümü ile tekrar yorumlanması (aslında doğrusallaştırması) KSS(2003) testi ve ardıllarının başarımıdır.

Ampirik araştırmanın sonucu için yapılanlar özetlendiğinde ilgili fiyat serileri üç kısımda incelenmiştir. Birinci kısımda serinin doğrusal olduğu ve yapısal kırılma içermediği varsayımı altında durağandışı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum Satınalma gücü paritesi (PPP) ile uyumsuzdur. Bu durumda iktisadi teori yerine kullanılan yöntemin ve varsayımların değiştirilmesi gerekmektedir.

İkinci kısımda serilerin doğrusal-dışı yapıda olduğu ve yapısal kırılma içermediği kabul edilmiştir. Serilerin ESTAR yapısında olduğu ve doğrusal-dışı yapıda olduğu yapılan doğrusallık test yordamları altında kabul edildiği için bu kısımda elde edilen sonuçlar önem taşımaktadır. Bu durumda KSS, Sollis ve Kruse testleri uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre KSS (2003) testi için sabit terim ile trend katsayısı altında serilerin durağan olduğu kabul edilmiştir. Kruse (2011) için sabit terim altında ve sabit ile trend altında serilerin durağan olduğu kabul edilmiştir. Sollis (2009) için tüm model yapıları altında serilerin durağan olduğu kabul edilmiştir. Elde edilen bu sonuçlar altında serilerin doğrusal-dışı varsayımı altında durağanlıklarının değerlendirilmesinin uygun olduğu görülmüştür. Bir önceki bölümde olduğu gibi doğrusal-dışı yapıya sahip serilerin doğrusallık varsayımı altında değerlendirilmesi güç kaybına neden olmuştur. İlgili fiyat serilerinin genel özellikleri için test sonuçlarını karşılaştırmak gerekmektedir. KSS (2003) ile Sollis (2009) sonuçları karşılaştırıldığında her iki fiyat serisi için serinin asimetric yönelimi olduğu söylenebilmektedir. O halde simetric yönelim varsayımı altında durağanlığın incelenmesi, asimetric yönelime sahip seriler açısından güç kaybına neden olmaktadır. Benzer şekilde KSS (2003) ile Kruse (2011) sonuçları karşılaştırıldığında her iki fiyat serisinin de sıfırdan farklı eşik değer etrafında hareket

ettiği kabul edilmektedir. O halde sıfırdan farklı eşik değerine sahip serilerin, eşik değeri olmadığı varsayımı altında değerlendirilmesi güç kaybına sebep olmaktadır. Bu haliyle ilgili zaman aralığında serilerin asimetrik yönelime sahip, sıfırdan farklı eşik değeri etrafında hareket eden ve doğrusal-dışı durağan oldukları kabul edilmiştir.

Üçüncü kısımda ise serilerin yapısal kırılma durumları Fourier dönüşümü altında incelenmiş ve kalan artıklara *FADF*, *FKSS* ve çalışmada geliştirilen testler uygulanmıştır. En uygun frekans derecesi, Fourier dönüşümü uygulanan serinin artıklarının karelerinin toplamını (*RSS*) minimize etmesiyle seçilmektedir. Yapısal kırılmanın ilgili frekans derecesi anlamlı olması iki şekilde incelenmiştir. Eğer seri durağan ise frekans yapısının *F – test* değeri uygun serbestlik derecesindeki kritik değer ile karşılaştırılarak elde edilir. Ancak seri durağandıışı ise Becker ve diğ. (2006) çalışmasında yer alan kritik değerler ile karşılaştırılmalıdır. Her iki koşul altında frekans anlamlılığı sağlanmıştır ki; incelenen serilerde yapısal kırılmanın varlığı kabul edilmiştir. Yapısal kırılmaya sahip serilerin bu varsayımın gözardı edilerek durağanlığının incelenmesi güç kaybına neden olacaktır. O halde yapısal kırılma altında serilerin doğrusal yapıda olduğu varsayımı altında *FADF* (2010) testi uygulanmıştır. Burada belirlenmeye çalışılan serinin doğrusal-dışı yapıda olmasının nedeni olarak yapısal kırılma olarak öne sürülmektedir. Bu nedenle doğrusal-dışılığa neden olan yapısal kırılma ise, sistemden uzaklaştırıldığında doğrusal varsayımına sahip testler altında durağanlığı güçlü bir şekilde incelenebilir. Elde edilen test sonuçları serinin yapısal kırılma yapısının doğrusal-dışılığa neden olmadığını doğrusallık varsayımı altında halen durağandıışı olarak belirlendiğini göstermektedir. Bu nedenle devam edilerek *FKSS*(2010) testi uygulanmıştır. Yapısal kırılma için doğrusal-dışılık varsayımı altında incelenen test sonuçları serilerin durağan olduğunu göstermektedir. Geliştirilen testler incelendiğinde ise serilerin durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin daha güçlü olduklarını göstermektedir. Yapısal kırılmayı dikkate alamayan doğrusal-dışı yapıyı kabul eden testlerden çok daha güçlü bir şekilde durağandışılık reddedilmiştir. Amprik uygulamada incelenen test sırası geliştirilen modellerin ardılları ile benzer sonuçları verdiğini hemde daha güçlü olduklarını göstermektedir.

3.4. SONUÇ, DEĞERLENDİRME ve ÖNERİLER

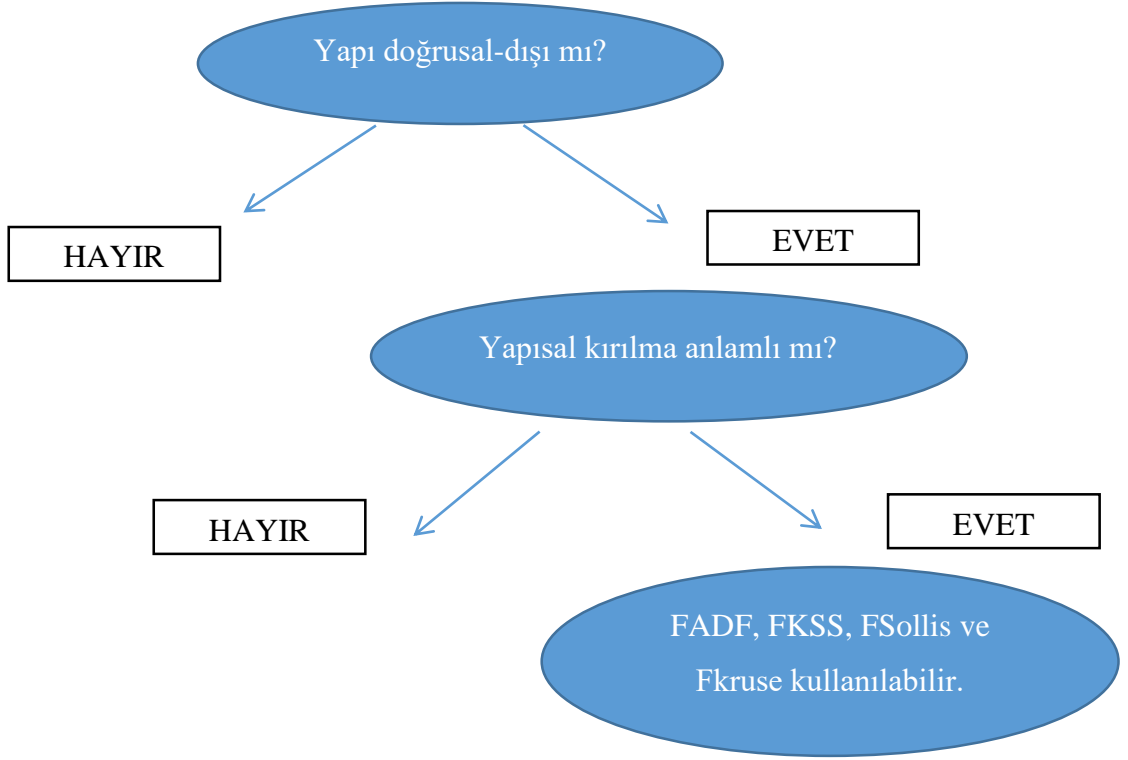
Çalışmada geliştirilen *FSOLLIS* ve *FKRUSE* testlerinin ampirik sonuçları istenilen yöndedir. Ancak dikkat edilmesi gereken hususlar vardır. Bunlardan birincisi doğrusal bir yapıya doğrusal olmayan yaklaşım uygulanırsa istenmeyen sonuçlara ulaşılabilecektir. Fourier dönüşümünden dolayı (frekans yapısı eğer anlamlı değil ise) seri durağandışı bir yapıya bürünebilir. Bu da testin doğrusal yapıda seriler için aşırı güçlü olduğu gerçeğini göstermektedir. Bunun yanında geliştirilen testler *FADF* ve *FKSS* testlerinin kullanıldığı tüm seri yapıları için kullanılabilirler.

O halde geliştirilen *FSOLLIS* ve *FKRUSE* testlerinin sağlıklı bir şekilde kullanılabilmesi için iki temel varsayımın yerine getirilmesi gerekmektedir. Bunlardan birincisi serinin doğrusal-dışı yapıda olması gerekmektedir. İkincisi ise, durağanlığı irdelenecek olan serinin *ESTAR* yapısında olması gerekmektedir. Bu iki durum da geliştirilen testlerin kullanılması elzemdir. Eklerde¹⁶¹ fourier yapısı içermeyen yalnızca *ESTAR* yapısını bünyesinde barındıran durumlar için incelenen testlerin güçleri karşılaştırılmıştır. Bu durumda özellikle *FSOLLIS* testinin gücü yapısal kırılmayı dikkate alamayan doğrusal-dışı testlerden daha güçlü olduğu gözlemlenmiştir.

Bununla beraber geliştirilen testlerde amaçlanan asimetrik yönelim ve eşik katsayısının $c \neq 0$ sıfırdan farklı olma hali için geliştirilmişlerdir. Gelecek çalışmalarda bu iki özelliğin aynı test yapısı altında birleştirilmesine çalışılacaktır. Bu iki özelliğin aynı testte birleştirilmesinin daha kapsayıcı olduğu düşünülmektedir. Aşağıda verilen Şekil 14.'de geliştirilen testlerin sağlıklı olarak kullanılması için serilerin taşınması gereken koşullar belirtilmiştir.

¹⁶¹ EK-1'de testlerin bu koşul altında güç özellikleri tablollaştırılarak sunulmuştur.

Şekil 14. Geliştirilen testlerin kullanımı için oluşturulan karar diyagramı



KAYNAKLAR

- Abadir Karim M., and Walter Distaso. "Testing joint hypotheses when one of the alternatives is one-sided", *Journal of Econometrics*, 140.2, 2007, ss. 695-718.
- Amemiya Takeshi. *Advanced econometrics*. Harvard university press, 1985.
- Anderson Heather M., "Transaction costs and nonlinear adjustment towards equilibrium in the US Treasury Bill market", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59.4, 1997, ss. 465-484.
- Andrews Donald WK ve Ray C. Fair, "Inference in nonlinear econometric models with structural change", *The Review of Economic Studies*, 55.4, 1988, ss. 615-640.
- Andrews Donald WK., "Hypothesis testing with a restricted parameter space", *Journal of Econometrics*, 84.1, 1998, ss. 155-199.
- Andrews Donald WK., "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1993, ss. 821-856.
- Bai Jushan ve Pierre Perron, "Computation and analysis of multiple structural change models", *Journal of applied econometrics*, 18.1, 2003, ss. 1-22.
- Bai Jushan ve Pierre Perron, "Critical values for multiple structural change tests", *The Econometrics Journal*, 6.1, 2003, s.72-78.
- Bai Jushan ve Pierre Perron, "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, 1998, ss. 47-78.
- Balke Nathan S. ve Thomas B. Fomby, "Threshold cointegration", *International economic review*, 1997, ss. 627-645.
- Baltagi Badi, *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons, 2008.
- Banerjee Anindya, Robin L. Lumsdaine ve James H. Stock, "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.3, 1992, ss. 271-287.
- Baum Christopher F., John T. Barkoulas ve Mustafa Caglayan, "Nonlinear adjustment to purchasing power parity in the post-Bretton Woods era", *Journal of International Money and Finance*, 20.3, 2001, ss. 379-399.
- Bec Frédéric, Mélika Ben Salem ve Marine Carrasco, "Tests for unit-root versus threshold specification with an application to the purchasing power parity relationship", *Journal of Business & Economic Statistics*, 22.4, 2004, ss. 382-395.
- Bec Frédérique, Alain Guay ve Emmanuel Guerre, "Adaptive consistent unit-root tests based on autoregressive threshold model", *Journal of Econometrics*, 142.1, 2008, ss. 94-133.
- Becker Ralf, Walter Enders ve Junsoo Lee, "A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 27.3, 2006, ss. 381-409.
- Becker Ralf, Walter Enders ve Stan Hurn, "A general test for time dependence in parameters", *Journal of Applied Econometrics*, 19.7, 2004, ss. 899-906.
- Berben Robert-Paul ve Dirk Jacobus Cornelis Dijk. *Unit root tests and asymmetric adjustment: A reassessment*. Econometric Institute, 1999.
- Box George EP ve George C. Tiao, "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of the American Statistical association*, 70.349, 1975, ss. 70-79.

- Campbell, John Y. ve N. Gregory Mankiw, *Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations*, National Bureau of Economic Research, No. w2169, 1987.
- Caner Mehmet ve Bruce E. Hansen, "Threshold autoregression with a unit root", *Econometrica*, 69.6, 2001, ss. 1555-1596.
- Cantrell R. Stephen ve Peter M. Burrows ve Quang H. Vuong, "Interpretation and use of generalized Chow tests", *International Economic Review*, 1991 ss. 725-741.
- Chan K. S., Petruccielli J. D., Tong, H. ve Woolford S. W.. "A multiple-threshold AR (1) model", *Journal of applied probability*, 22(2), 1985, ss. 267-279.
- Chan Kung Sik, "Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 53.3, 1991, ss. 691-696.
- Chan Kung-Sig ve Ruey S. Tsay, "Limiting properties of the least squares estimator of a continuous threshold autoregressive model", *Biometrika*, 85.2, 1998, ss. 413-426.
- Chan Kung-Sik, "Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model", *The annals of statistics*, 21.1, 1993, ss. 520-533.
- Chan, Kung-Sik ve Howell Tong, "On the use of the deterministic Lyapunov function for the ergodicity of stochastic difference equations", *Advances in applied probability*, 17.3, 1985, ss. 666-678.
- Chen H., "Simultaneous measurements of non-linear coefficient, zero-dispersion wavelength and chromatic dispersion in dispersion-shifted fibers by four-wave mixing", *Optics communications*, 220.4-6, 2003, s.331-335.
- Chen Rong ve Ruey S. Tsay, "On the ergodicity of TAR (1) processes", *The Annals of Applied Probability*, 1991, s.613-634.
- Chen Yi-Ting ve Chung-Ming Kuan, "The pseudo-true score encompassing test for non-nested hypotheses", *Journal of Econometrics*, 106.2, 2002, ss. 271-295.
- Chen Yi-Ting ve Chung-Ming Kuan, "Time irreversibility and EGARCH effects in US stock index returns", *Journal of Applied Econometrics*, 17.5, 2002, s.565-578.
- Chen Yi-Ting, "Discriminating between competing STAR models", *Economics Letters*, 79.2, 2003, ss. 161-167.
- Chow Gregory C., "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1960, ss. 591-605.
- Christiano Lawrence J., "Searching for a break in GNP", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.3, 1992, ss. 237-250.
- Christopoulos Dimitris K. ve Miguel A. León-Ledesma, "Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, 29.6, 2010, ss. 1076-1093.
- Clemente Jesus, Antonio Montañés ve Marcelo Reyes, "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean", *Economics Letters*, 59.2, 1998, ss. 175-182.
- Cochrane John H., "How big is the random walk in GNP?", *Journal of political economy*, 96.5, 1988, ss. 893-920.
- Davies Robert B., "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative", *Biometrika*, 64.2, 1977, ss. 247-254.
- de Jong Robert M., Chien-Ho Wang ve Youngsoo Bae, "Correlation robust threshold unit root tests", *Manuscript, Department of Economics, Columbus, OH, Ohio State University*, 2007.

- Dickey David A. ve Wayne A. Fuller, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root" *Journal of the American statistical association*, 74.366a, 1979, ss. 427-431.
- Dijk Dick van, Timo Teräsvirta ve Philip Hans Franses, "Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments" *Econometric reviews*, 21.1, 2002, ss. 1-47.
- Doukhan Paul, Pascal Massart ve Emmanuel Rio, "The functional central limit theorem for strongly mixing processes", *Annales de l'IHP Probabilités et statistiques*, Vol. 30, No.1, 1994.
- Dufour Jean-Marie, "Generalized Chow tests for structural change: A coordinate-free approach", *International Economic Review*, 1982, ss. 565-575.
- Dufour Jean-Marie, Eric Ghysels ve Alastair Hall, "Generalized predictive tests and structural change analysis in econometrics", *International Economic Review*, 1994, ss. 199-229.
- Dumas Bernard, "Dynamic equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world", *The Review of Financial Studies*, 5.2, 1992, ss. 153-180.
- Edison, Hali J. ve Jan Tore Klovland, "A quantitative reassessment of the purchasing power parity hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom", *Journal of Applied Econometrics*, 2.4, 1987, ss. 309-333.
- Eitrheim Øyvind ve Timo Teräsvirta, "Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models", *Journal of Econometrics*, 74.1, 1996, ss. 59-75.
- Elliott Graham, Thomas J. Rothenberg ve James H. Stock. "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, 1996, ss. 813-836.
- Enders Walter ve Clive William John Granger, "Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16.3, 1998, ss. 304-311.
- Enders, Walter, and Junsoo Lee. "Testing for a unit root with a nonlinear Fourier function." *Econometric Society, Far Eastern Meetings*, Vol. 457, 2004
- Escribano Alvaro ve Oscar Jordá, "Testing nonlinearity: Decision rules for selecting between logistic and exponential STAR models", *Spanish Economic Review*, 3.3, 2001, ss. 193-209.
- Falk Barry, "Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle", *Journal of Political Economy*, 94.5, 1986, ss. 1096-1109.
- Gonzalo Jesus ve M. Gonzalez, *Threshold unit root models*, No. 6214, Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Estadística, 1997.
- Granger Clive WJ. ve Tae-Hwy Lee, "Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models", *Journal of applied econometrics*, 4.S1, 1989, ss. 145-159.
- Granger Clive WJ. ve Timo Teräsvirta, "Modelling non-linear economic relationships", *OUP Catalogue*, 1993.
- Granger Clive WJ., "Strategies for modelling nonlinear time-series relationships", *Economic Record*, 69.3, 1993, ss. 233-238.
- Greene William H., "Econometric Analysis 7th Edition International edition", 2003.
- Güriş Burak, "A new nonlinear unit root test with Fourier function", *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 48.10, 2019, ss. 3056-3062.

- Haggan Valérie ve Tohru Ozaki, "Modelling nonlinear random vibrations using an amplitude-dependent autoregressive time series model", *Biometrika*, 68.1, 1981, ss. 189-196.
- Hall Peter, Joel L. Horowitz ve Bing-Yi Jing, "On blocking rules for the bootstrap with dependent data", *Biometrika*, 82.3, 1995, ss. 561-574.
- Hansen Bruce E., "Approximate asymptotic p values for structural-change tests", *Journal of Business & Economic Statistics*, 15.1, 1997, ss. 60-67.
- Hansen Bruce E., "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1996, ss. 413-430.
- Hansen Bruce E., "Sample splitting and threshold estimation", *Econometrica*, 68.3, 2000, ss. 575-603.
- Harvey David I. ve Stephen J. Leybourne, "Testing for time series linearity", *The Econometrics Journal*, 10.1, 2007, ss. 149-165.
- Harvey David I., Stephen J. Leybourne ve Bin Xiao, "A powerful test for linearity when the order of integration is unknown", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12.3, 2008.
- Kapetanios George ve Yongcheol Shin, "Unit root tests in three-regime SETAR models", *The Econometrics Journal*, 9.2, 2006, ss. 252-278.
- Kapetanios George, Yongcheol Shin ve Andy Snell, "Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework", *Journal of econometrics*, 112.2, 2003, ss. 359-379.
- Kapetanios George, Yongcheol Shin ve Andy Snell. "Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models", *Econometric Theory*, 22.2, 2006, ss. 279-303.
- Kapetanios George, *A test of m-structural breaks under the unit root hypothesis*, National Institute of Economic and Social Research, No. 152, 1999.
- Kapetanios, George ve Yongcheol Shin, "Testing for nonstationary long memory against nonlinear ergodic models" *University of London Queen Mary Economics Working Paper*, 500, 2003.
- Kılıç Rehim ve Robert de Jong, "Testing a linear unit root against a stationary ESTAR process", *School of Economics, Georgia Institute of Technology*, 2007.
- Kılıç Rehim, "Testing for a unit root in a stationary ESTAR process", *Econometric Reviews*, 30.3, 2011, ss. 274-302.
- Kim Hyeongwoo ve Young-Kyu Moh, "A century of purchasing power parity confirmed: The role of nonlinearity", *Journal of International Money and Finance*, 29.7, 2010, ss. 1398-1405.
- Kim Hyeongwoo ve Young-Kyu Moh, *The Yen Real Exchange Rate May Not Be Stationary After All: New Evidence from Non-linear Unit-Root Tests*, Auburn Univ., Department of Economics, 2012.
- Kruse Robinson, "A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics", *Statistical Papers*, 52.1, 2011, ss. 71-85.
- Kullback S. ve H. M. Rosenblatt, "On the analysis of multiple regression in k categories", *Biometrika*, 44.1-2, 1957, ss 67-83.
- Kwiatkowski D., Phillips P. C., Schmidt, P. ve Shin, Y.. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? ", *Journal of econometrics*, 54(1-3), 1992, ss. 159-178.
- Lee Junsoo ve Mark C. Strazicich, "Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks", *Review of economics and statistics*, 85.4, 2003, ss. 1082-1089.

- Lee Junsoo ve Mark C. Strazicich, "Minimum LM unit root test with one structural break", *Department of Economics, Appalachian State University*, 2004, ss. 1-16.
- Liu Jian, Shiyong Wu ve James V. Zidek. "On segmented multivariate regression." *Statistica Sinica*, 1997, ss. 497-525.
- Lo Andrew W. ve Whitney K. Newey, "A large-sample Chow test for the linear simultaneous equation", *Economics Letters*, 18.4, 1985, ss. 351-353.
- Lo Ming Chien ve Eric Zivot, "Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price", *Macroeconomic Dynamics*, 5.4, 2001, ss. 533-576.
- Ludlow Jorge ve Walter Enders, "Estimating non-linear ARMA models using Fourier coefficients", *International Journal of Forecasting*, 16.3, 2000, ss. 333-347.
- Lumsdaine Robin L. ve David H. Papell, "Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis", *Review of economics and Statistics*, 79.2, 1997, ss. 212-218.
- Luukkonen Ritva, Pentti Saikkonen ve Timo Teräsvirta, "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika*, 75.3, 1988, ss. 491-499.
- Maddala G. S., W. U. Shaowen ve Peter C. Liu, "Do panel data rescue the purchasing power parity (PPP) theory?", *Contributions to Economic Analysis*, 244, 2000, ss. 35-52.
- Michael Panos, A. Robert Nobay ve David A. Peel, "Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates; An empirical investigation." *Journal of Political Economy*, 105.4, 1997, ss. 862-879.
- Mills Terence C., "Is there long-term memory in UK stock returns?", *Applied Financial Economics*, 3.4, 1993, ss. 303-306.
- Mizon Grayham E. ve Jean-Francois Richard, "The encompassing principle and its application to testing non-nested hypotheses", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1986, ss. 657-678.
- Montañés Antonio ve Marcelo Reyes, "Effect of a shift in the trend function on Dickey–Fuller unit root tests", *Econometric Theory*, 14.3, 1998, s.355-363.
- Montañés Antonio ve Marcelo Reyes, "The asymptotic behaviour of the Dickey–Fuller tests under the crash hypothesis", *Statistics & probability letters*, 42.1, 1999, ss. 81-89.
- Neftci Salih N., "Are economic time series asymmetric over the business cycle?", *Journal of Political Economy*, 92.2, 1984, ss. 307-328.
- Nelson Charles R. ve Charles R. Plosser, "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of monetary economics*, 10.2, 1982, ss. 139-162.
- Ng. Serena ve Pierre Perron, "Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90.429, 1995, ss. 268-281.
- Ozaki Tohru, "2 Non-linear time series models and dynamical systems", *Handbook of statistics* 5, 1985), ss. 25-83.
- Paparoditis Efstathios ve Dimitris N. Politis, "Residual-based block bootstrap for unit root testing", *Econometrica*, 71.3, 2003, ss. 813-855.
- Park Joon Y. ve Mototsugu Shintani, "Testing for a unit root against transitional autoregressive models", *Vanderbilt University, Department of Economics Working Papers*, 5010, 2005.
- Park Soo Bin, "The Wald and LM Testing for Structural Change in a Linear Simultaneous Equation Model", *Korean Economic Review*, 7.2, 1991, ss. 29-47.

- Perron Pierre ve Timothy J. Vogelsang, "Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.4, 1992, s.467-470.
- Perron Pierre ve Xiaokang Zhu, "Structural breaks with deterministic and stochastic trends", *Journal of Econometrics*, 129.1-2, 2005, ss. 65-119.
- Perron Pierre, "Dealing with structural breaks", *Palgrave handbook of econometrics*, 1.2, 2006.
- Perron Pierre, "Testing for a unit root in a time series with a changing mean", *Journal of Business & Economic Statistics*, 8.2, 1990, ss. 153-162.
- Perron Pierre, "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1989, ss. 1361-1401.
- Perron Pierre. "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of econometrics*, 80.2, 1997, ss. 355-385.
- Perron, Pierre ve Timothy J. Vogelsang, "Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10.3, 1992, ss. 301-320.
- Pesaran M. Hashem ve Simon M. Potter, "A floor and ceiling model of US output", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21.4-5, 1997, ss.661-695.
- Phillips Peter CB ve Donggyu Sul, "Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence", *The Econometrics Journal*, 6.1, 2003, s.217-259.
- Phillips Peter CB. ve Pierre Perron, "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75.2, 1988, ss. 335-346.
- Phillips Peter CB. ve Zhijie Xiao, "A primer on unit root testing." *Journal of Economic Surveys*, 12.5, 1998, ss. 423-470.
- Pippenger Michael K. ve Gregory E. Goering, "Practitioners corner: A note on the empirical power of unit root tests under threshold processes", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55.4, 1993, ss. 473-481.
- Ranjbar O., Chang T., Elmi Z. M. ve Lee, C. C., "A new unit root test against asymmetric ESTAR nonlinearity with Smooth Breaks", *Iranian Economic Review*, 22.1, 2018, ss. 51-62.
- Rao C. Radhakrishna, "Minimum variance estimation in distributions admitting ancillary statistics", *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 1952, ss. 53-56.
- Rapach David E. ve Mark E. Wohar, "Structural breaks and predictive regression models of aggregate US stock returns", *Journal of Financial Econometrics*, 4.2, 2006, ss. 238-274.
- Rose Andrew K., "Is the real interest rate stable?", *The Journal of Finance*, 43.5, 1988, ss. 1095-1112.
- Rothe Christoph ve Philipp Sibbertsen, "Phillips-Perron-type unit root tests in the nonlinear ESTAR framework", *Allgemeines Statistisches Archiv*, 90.3, 2006, ss. 439-456.
- Said Said E. ve David A. Dickey, "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika*, 71.3, 1984, ss. 599-607.
- Sarantis Nicholas, "Modeling non-linearities in real effective exchange rates", *Journal of international money and finance*, 18.1, 1999, ss. 27-45.

- Schmidt Peter ve Peter CB Phillips, "LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54.3, 1992, ss. 257-287.
- Seo Myung Hwan, "Unit root test in a threshold autoregression: asymptotic theory and residual-based block bootstrap", *Econometric Theory*, 24.6, 2008, ss. 1699-1716.
- Sercu Piet, Raman Uppal ve Cynthia Van Hulle, "The exchange rate in the presence of transaction costs: implications for tests of purchasing power parity", *The Journal of Finance*, 50.4, 1995, ss. 1309-1319.
- Sichel Daniel E., "Business cycle asymmetry: a deeper look", *Economic inquiry*, 31.2, 1993, s.224-236.
- Silverstovs Boriss, "The bi-parameter Smooth Transition Autoregressive model", *Economics Bulletin*, 3.22, 2005, ss. 1-11.
- Skalin Joakim ve Timo Teräsvirta, "Another look at Swedish business cycles, 1861–1988", *Journal of Applied Econometrics*, 14.4, 1999, ss. 359-378.
- Sollis Robert, "A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries", *Economic modelling*, 26.1, 2009, ss. 118-125.
- Sollis Robert, Stephen Leybourne ve Paul Newbold, "Tests for symmetric and asymmetric nonlinear mean reversion in real exchange rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002, ss. 686-700.
- Taylor Mark P., David A. Peel ve Lucio Sarno, "Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: toward a solution to the purchasing power parity puzzles", *International economic review*, 42.4, 2001, ss. 1015-1042.
- Teräsvirta Timo ve Heather M. Anderson, "Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models", *Journal of Applied Econometrics*, 7.S1, 1992, ss.119-136.
- Teräsvirta Timo, "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models", *Journal of the American Statistical Association*, 89.425, 1994, ss. 208-218.
- Tong Howell, "Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis 1." *Lecture notes in statistics* 21, 1983.
- Tong Howell, *Non-linear time series: a dynamical system approach*, Oxford University Press, 1990.
- Tweedie Richard L., "Sufficient conditions for ergodicity and recurrence of Markov chains on a general state space", *Stochastic Processes and their Applications*, 3.4, 1975, ss. 385-403.
- Tweedie Richard L., "Sufficient conditions for regularity, recurrence and ergodicity of Markov processes" *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, Vol. 78, No. 1. Cambridge University Press, 1975.
- Vogelsang Timothy J. ve Pierre Perron, "Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time", *International Economic Review*, 1998, ss. 1073-1100.
- Vogelsang Timothy J., "Wald-type tests for detecting breaks in the trend function of a dynamic time series", *Econometric Theory*, 13.6, 1997, ss. 818-848.
- Wooldridge Jeffrey M., "A unified approach to robust, regression-based specification tests", *Econometric Theory*, 6.1, 1990, ss. 17-43.

- Yao Yi-Ching, "Estimating the number of change-points via Schwarz' criterion", *Statistics & Probability Letters*, 6.3, 1988, ss. 181-189.
- Zivot Eric ve Donald W. K. Andrews, "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of business & economic statistics*, 20.1, 2002, ss. 25-44.

EKLER

Fourier yapısı içermeyen yalnızca doğrusal-dışı ESTAR yapısı içeren seriler için birim kök testlerinin güçlerinin karşılaştırılması:

Model1: Sabit terim ve deterministik trend fonksiyonu içermeyen model

Model2: Sabit terim içeren model

Model3: Sabit terim ve deterministik trend fonksiyonu içeren model

Yukarıda kabul edilen model yapıları altında 20000 defa simüle edilen sonuçlara göre testlerin güçleri karşılaştırılmıştır. *ESTAR* model yapısı altında yapısal kırılma içermeyen şekilde farklı γ ve Θ katsayı değerleri için testlerin gücü karşılaştırılmaktadır. Genelleştirildiğinde γ katsayısı mutlak değerce arttığında ve Θ katsayı değeri bire yaklaştığında tüm testlerin üç model yapısı dahilinde güç artışı gözlenmiştir. Burada önemli olan sonuç ise; yapısal kırılmayı dikkate alan testlerdeki güç artışıdır. Özellikle FKSS ve FSollis güçlü olarak belirlenmişlerdir. Bu durumda yapısal kırılmayı dikkate alan testler yapısal kırılma bulunmadığı durumlarda karşılaştırma amacıyla kullanılabilirler.

Tablo 27. Doğrusallık varsayımı altında güç özelliklerinin değerlendirilmesi

$\gamma = -1,5$				
MODEL1 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.218	0.530	0.843	0.997
T=100	0.304	0.962	0.994	0.999
T=200	0.827	0.999	1.000	1.000
MODEL1 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.830	0.982	0.998	1.000
T=100	0.963	0.999	1.000	1.000
T=200	0.999	1.000	1.000	1.000
MODEL1 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.567	0.980	0.998	1.000
T=100	0.975	1.000	1.000	1.000
T=200	1.000	1.000	1.000	1.000
MODEL1 SOLLİS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.189	0.861	0.981	1.000
T=100	0.789	0.999	1.000	1.000
T=200	0.999	1.000	1.000	1.000
MODEL1 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.180	0.681	0.923	0.997
T=100	0.585	0.992	0.999	0.999
T=200	0.986	1.000	1.000	1.000
MODEL1 FSOLLİS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.536	0.905	0.982	1.000
T=100	0.848	0.999	1.000	1.000
T=200	0.998	1.000	1.000	1.000
MODEL1 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.085	0.314	0.572	0.991
T=100	0.091	0.568	0.874	0.999

T=200	0.185	0.897	0.996	0.999
$\gamma = -1, 0$				
MODEL1 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.191	0.374	0.589	0.995
T=100	0.226	0.793	0.980	0.999
T=200	0.573	0.997	0.999	1.000
MODEL1 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.785	0.950	0.987	0.999
T=100	0.925	0.998	0.999	1.000
T=200	0.995	1.000	1.000	1.000
MODEL1 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.383	0.923	0.986	0.999
T=100	0.906	0.999	1.000	1.000
T=200	0.999	1.000	1.000	1.000
MODEL1 SOLLÍS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.105	0.660	0.899	0.999
T=100	0.545	0.995	0.999	1.000
T=200	0.565	1.000	1.000	1.000
MODEL1 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.131	0.496	0.753	0.964
T=100	0.374	0.955	0.993	0.998
T=200	0.933	0.999	1.000	1.000
MODEL1 FSOLLÍS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.464	0.783	0.921	0.999
T=100	0.740	0.992	0.999	1.000
T=200	0.986	1.000	1.000	1.000
MODEL1 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.065	0.189	0.337	0.892
T=100	0.056	0.330	0.610	0.996
T=200	0.095	0.655	0.920	0.999
$\gamma = -0, 5$				
MODEL1 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.153	0.244	0.320	0.775
T=100	0.151	0.394	0.659	0.996
T=200	0.282	0.951	0.996	1.000
MODEL1 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.710	0.859	0.922	0.986
T=100	0.838	0.978	0.995	0.999
T=200	0.968	0.999	1.000	1.000
MODEL1 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.170	0.649	0.838	0.962
T=100	0.627	0.986	0.998	0.999
T=200	0.989	1.000	1.000	1.000
MODEL1 SOLLÍS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.051	0.255	0.489	0.870
T=100	0.198	0.877	0.979	0.999
T=200	0.871	1.000	1.000	1.000
MODEL1 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.095	0.220	0.361	0.669
T=100	0.183	0.681	0.871	0.963
T=200	0.634	0.991	0.999	0.999
MODEL1 FSOLLÍS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.380	0.574	0.693	0.912
T=100	0.578	0.896	0.973	0.999

T=200	0.886	0.999	1.000	1.000
MODEL1 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.046	0.091	0.128	0.307
T=100	0.030	0.108	0.192	0.557
T=200	0.036	0.225	0.431	0.892
$\gamma = -0,1$				
MODEL1 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.103	0.139	0.151	0.173
T=100	0.080	0.120	0.140	0.192
T=200	0.101	0.197	0.268	0.481
MODEL1 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.560	0.659	0.684	0.724
T=100	0.669	0.772	0.808	0.847
T=200	0.793	0.912	0.939	0.956
MODEL1 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.059	0.113	0.165	0.246
T=100	0.113	0.370	0.480	0.533
T=200	0.420	0.852	0.897	0.875
MODEL1 SOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.030	0.037	0.046	0.077
T=100	0.042	0.094	0.157	0.260
T=200	0.108	0.518	0.678	0.730
MODEL1 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.071	0.085	0.097	0.122
T=100	0.098	0.125	0.161	0.219
T=200	0.133	0.331	0.442	0.499
MODEL1 FSOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.266	0.335	0.356	0.393
T=100	0.375	0.483	0.523	0.583
T=200	0.535	0.732	0.804	0.861
MODEL1 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.031	0.039	0.043	0.048
T=100	0.013	0.020	0.024	0.030
T=200	0.009	0.019	0.023	0.034
$\gamma = -1,5$				
MODEL2 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.211	0.507	0.828	0.997
T=100	0.293	0.962	0.994	0.999
T=200	0.821	0.999	0.999	1.000
MODEL2 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.437	0.840	0.958	0.998
T=100	0.743	0.996	0.999	0.999
T=200	0.985	1.000	1.000	1.000
MODEL2 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.232	0.802	0.961	1.000
T=100	0.663	0.998	0.999	1.000
T=200	0.991	1.000	1.000	1.000
MODEL2 SOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.235	0.825	0.969	1.000
T=100	0.700	0.999	1.000	1.000
T=200	0.998	1.000	1.000	1.000
MODEL2 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.519	0.783	0.952	0.998
T=100	0.672	0.998	1.000	1.000

T=200	0.997	1.000	1.000	1.000
MODEL2 FSOLLÍS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.509	0.876	0.974	1.000
T=100	0.775	0.998	0.999	1.000
T=200	0.994	1.000	1.000	1.000
MODEL2 FKruise	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.068	0.284	0.538	0.989
T=100	0.286	0.534	0.855	0.999
T=200	0.154	0.879	0.994	0.999
γ = -1, 0				
MODEL2 FADF	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.180	0.352	0.565	0.995
T=100	0.219	0.783	0.979	0.999
T=200	0.566	0.997	0.999	1.000
MODEL2 FKSS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.375	0.700	0.864	0.992
T=100	0.612	0.972	0.997	0.999
T=200	0.944	1.000	1.000	1.000
MODEL2 KSS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.160	0.590	0.837	0.996
T=100	0.454	0.975	0.998	1.000
T=200	0.949	1.000	1.000	1.000
MODEL2 SOLLÍS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.168	0.618	0.855	0.998
T=100	0.479	0.987	0.999	1.000
T=200	0.981	1.000	1.000	1.000
MODEL2 KRUISE	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.170	0.570	0.811	0.983
T=100	0.457	0.980	0.998	0.999
T=200	0.973	1.000	1.000	1.000
MODEL2 FSOLLÍS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.455	0.743	0.898	0.999
T=100	0.649	0.983	0.999	1.000
T=200	0.934	1.000	1.000	1.000
MODEL2 FKruise	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.054	0.161	0.300	0.870
T=100	0.043	0.286	0.568	0.994
T=200	0.299	0.615	0.906	1.000
γ = -0, 5				
MODEL2 FADF	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.127	0.230	0.299	0.755
T=100	0.144	0.374	0.645	0,996
T=200	0.282	0.948	0.995	1.000
MODEL2 FKSS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.288	0.272	0.595	0.838
T=100	0.445	0.805	0.930	0.994
T=200	0.760	0.994	0.999	1.000
MODEL2 KSS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.101	0.272	0.443	0.780
T=100	0.218	0.757	0.927	0.991
T=200	0.702	0.996	0.999	1.000
MODEL2 SOLLÍS	Θ=0.01	Θ=0.05	Θ=0.1	Θ=1
T=50	0.103	0.285	0.456	0.807
T=100	0.225	0.792	0.945	0.997

T=200	0.754	0.999	1.000	1.000
MODEL2 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.119	0.271	0.417	0.723
T=100	0.220	0.759	0.925	0.987
T=200	0.728	0.999	0.999	0.999
MODEL2 FSOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.403	0.534	0.644	0.881
T=100	0.504	0.837	0.948	0.998
T=200	0.802	0.998	1.000	1.000
MODEL2 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.040	0.074	0.108	0.270
T=100	0.025	0.086	0.166	0.517
T=200	0.026	0.187	0.390	0.871
$\gamma = -0,1$				
MODEL2 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.103	0.135	0.147	0.176
T=100	0.080	0.160	0.141	0.194
T=200	0.099	0.196	0.269	0.482
MODEL2 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.202	0.249	0.268	0.301
T=100	0.268	0.254	0.399	0.455
T=200	0.382	0.581	0.663	0.740
MODEL2 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.057	0.075	0.088	0.107
T=100	0.083	0.138	0.178	0.239
T=200	0.150	0.399	0.528	0.596
MODEL2 SOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.065	0.082	0.089	0.108
T=100	0.087	0.138	0.169	0.242
T=200	0.151	0.419	0.553	0.629
MODEL2 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.085	0.099	0.106	0.120
T=100	0.092	0.139	0.166	0.228
T=200	0.149	0.392	0.512	0.571
MODEL2 FSOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.388	0.377	0.384	0.395
T=100	0.393	0.431	0.452	0.497
T=200	0.453	0.615	0.699	0.768
MODEL2 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.025	0.032	0.036	0.040
T=100	0.010	0.016	0.018	0.022
T=200	0.007	0.013	0.018	0.025
$\gamma = -1,5$				
MODEL3 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.233	0.524	0.830	0.993
T=100	0.496	0.964	0.994	0.999
T=200	0.851	0.999	0.999	0.999
MODEL3 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.238	0.655	0.870	0.994
T=100	0.326	0.974	0.997	0.999
T=200	0.934	0.999	1.000	1.000
MODEL3 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.144	0.623	0.876	0.997
T=100	0.417	0.984	0.999	0.999

T=200	0.944	1.000	1.000	1.000
MODEL3 SOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.238	0.571	0.778	0.999
T=100	0.616	0.979	0.998	1.000
T=200	0.973	1.000	1.000	1.000
MODEL3 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.236	0.505	0.663	0.988
T=100	0.573	0.949	0.987	0.999
T=200	0.959	0.999	1.000	1.000
MODEL3 FSOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.368	0.776	0.934	1.000
T=100	0.896	0.990	0.999	1.000
T=200	0.959	1.000	1.000	1.000
MODEL3 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.068	0.336	0.545	0.979
T=100	0.152	0.618	0.863	0.999
T=200	0.346	0.906	0.994	0.999
$\gamma = -1, 0$				
MODEL3 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.205	0.378	0.583	0.993
T=100	0.247	0.803	0.980	0.999
T=200	0.609	0.998	0.999	0.999
MODEL3 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.187	0.467	0.684	0.963
T=100	0.364	0.889	0.981	0.998
T=200	0.807	0.999	0.999	0.999
MODEL3 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.102	0.393	0.656	0.972
T=100	0.262	0.895	0.989	0.999
T=200	0.803	0.999	0.999	1.000
MODEL3 SOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.170	0.443	0.599	0.966
T=100	0.482	0.916	0.985	1.000
T=200	0.905	0.999	1.000	1.000
MODEL3 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.182	0.403	0.528	0.901
T=100	0.451	0.870	0.961	0.998
T=200	0.889	0.999	0.999	1.000
MODEL3 FSOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.288	0.599	0.780	0.985
T=100	0.535	0.936	0.993	1.000
T=200	0.878	0.999	1.000	1.000
MODEL3 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.039	0.186	0.312	0.767
T=100	0.077	0.387	0.608	0.984
T=200	0.205	0.709	0.914	0.999
$\gamma = -0, 5$				
MODEL3 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.169	0.255	0.329	0.762
T=100	0.170	0.414	0.676	0.995
T=200	0.323	0.959	0.996	0.999
MODEL3 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.143	0.257	0.356	0.385
T=100	0.233	0.567	0.777	0.962

T=200	0.492	0.967	0.995	0.999
MODEL3 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.065	0.161	0.264	0.576
T=100	0.129	0.510	0.765	0.960
T=200	0.428	0.974	0.998	0.999
MODEL3 SOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.095	0.249	0.340	0.597
T=100	0.294	0.660	0.821	0.972
T=200	0.681	0.986	0.999	1.000
MODEL3 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.127	0.255	0.330	0.554
T=100	0.280	0.619	0.775	0.945
T=200	0.666	0.978	0.996	0.999
MODEL3 FSOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.222	0.347	0.429	0.633
T=100	0.370	0.682	0.830	0.967
T=200	0.669	0.975	0.997	0.999
MODEL3 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.016	0.053	0.081	0.158
T=100	0.018	0.106	0.170	0.355
T=200	0.055	0.289	0.440	0.772
$\gamma = -0,1$				
MODEL3 FADF	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.121	0.156	0.164	0.186
T=100	0.096	0.136	0.156	0.210
T=200	0.122	0.222	0.300	0.511
MODEL3 FKSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.103	0.119	0.128	0.144
T=100	0.129	0.172	0.194	0.237
T=200	0.191	0.329	0.403	0.501
MODEL3 KSS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.041	0.050	0.058	0.067
T=100	0.052	0.083	0.103	0.136
T=200	0.095	0.225	0.304	0.396
MODEL3 SOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.036	0.050	0.056	0.064
T=100	0.081	0.130	0.145	0.163
T=200	0.208	0.366	0.405	0.452
MODEL3 KRUISE	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.114	0.119	0.123	0.130
T=100	0.105	0.154	0.169	0.184
T=200	0.220	0.374	0.411	0.445
MODEL3 FSOLLIS	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.253	0.235	0.239	0.241
T=100	0.241	0.258	0.265	0.273
T=200	0.285	0.358	0.384	0.406
MODEL3 FKruise	$\Theta=0.01$	$\Theta=0.05$	$\Theta=0.1$	$\Theta=1$
T=50	0.005	0.008	0.008	0.010
T=100	0.002	0.004	0.004	0.005
T=200	0.002	0.004	0.005	0.006

ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı : Atilla HEPKORUCU
Doğum Yeri ve Tarihi : 04/10/1984
Yabancı Dil : İngilizce

Eğitim Durumu
Lise : İzmir Atatürk Lisesi
Lisans : Ege Üniversitesi-Gıda Mühendisliği Bölümü
Yüksek Lisans : Dokuz Eylül Üniversitesi-Finansman

Çalıştığı Kurum/Kurumlar : Kastamonu Üniversitesi-Taşköprü Meslek Yüksekokulu

İletişim (e-posta) : ahepkorucu@gmail.com

Yayımları :

Çınar, Mehmet, ve Hepkorucu, Atilla. "DÜŞÜK FREKANSTA İNCELENEN FİNANSAL VARLIKLARIN OYNAKLIK KIRILMALARININ DEĞERLENDİRİLMESİ: BİST-100 ENDEKSİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA." *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)* 10.18: 1-11 (2017).

Çınar, Mehmet ve Hepkorucu, Atilla. "HATA TERİMLERİNDEKİ OTOKORELASYONUN DICKEY FULLER BİRİM KÖK TESTİNİN GÜCÜ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: SİMÜLASYON MODEL YAKLAŞIMI." *International Journal of Social Inquiry* 8.1 (2015).

Çobanoğlu, Sultan, Cihan Cilbircioğlu ve Atilla Hepkorucu. "Effects of Three Acaricides on the Germination Rate and Head Weight of Taşköprü Garlic in Turkey." (2016).

Demireli, Erhan ve Hepkorucu, Atilla. "Çevre Finansmanı: Kavramsal Bir Yaklaşımla Karbon Finans Borsası." *Ekonomi Bilimleri Dergisi* 2.2 (2010): 37-48.

Demireli, Erhan ve Hepkorucu, Atilla. "YABANCI YATIRIMCILARIN SERMAYE PİYASASI ALGISI: BORSA İSTANBUL ÜZERİNE BİR UYGULAMA." *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)* 6.10 (2014): 2-22.

HEPKORUCU, Atilla, and Öznur DOĞAN. "TURİZM GELİRLERİ İÇİN MEVSİMSEL BİRİM KÖK YAPISININ İNCELENMESİ." *Journal of International Social Research* 12.62 (2019).

Hepkorucu, Atilla ve Genç, Sevdanur. "FİNANSAL VARLIK OLARAK BITCOİN'İN İNCELENMESİ VE BİRİM KÖK YAPISI ÜZERİNE BİR UYGULAMA." *Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 1.2 (2017): 47-58.

Hepkorucu, Atilla, ve Genç, Sevdanur. "Kripto Para Değerleri için Spekülatif Fiyat Balonlarının Test Edilmesi: Bitcoin Üzerine Bir Uygulama." *Veri Bilimi* 2.1: 44-50 (2019)

Hepkorucu, Atilla. "Fraktal Geometri ile Tekrarlayan Fonksiyon Sistemleri Üzerine Bir Simülasyon Denemesi: İMKB Üzerine Bir Uygulama." *Sosyal ve Beşeri Bilimler Dergisi* 4.1 (2012).