

Zaman Serileri Analizinde Yapısal Kırılma Testleri ve Bir Uygulama

Okan Küreş

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İstatistik Anabilim Dalı

Kasım 2019

Structural Break Tests in Time Series Analysis and an Application

Okan Küreş

MASTER OF SCIENCE THESIS

Department of Statistics

November 2019

Zaman Serileri Analizinde Yapısal Kırılma Testleri ve Bir Uygulama

Okan Kreş

Eskişehir Osmangazi Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Lisansüstü Yönetmeliğı Uyarınca
İstatistik Anabilim Dalı
Uygulamalı İstatistik Bilim Dalında
YKSEK LİSANS TEZİ
Olarak Hazırlanmıştır

Danışman: Doç. Dr. Fatih Çemrek

Kasım 2019

ONAY

İstatistik Anabilim Dalı Yüksek Lisans öğrencisi Okan Küreş'in YÜKSEK LİSANS tezi olarak hazırladığı "Zaman Serileri Analizinde Yapısal Kırılma Testleri ve Bir Uygulama" başlıklı bu çalışma, jürimizce lisansüstü yönetmeliğin ilgili maddeleri uyarınca değerlendirilerek oybirliği ile kabul edilmiştir.

Danışman : Doç. Dr. Fatih Çemrek

İkinci Danışman : ---

Yüksek Lisans Tez Savunma Jürisi:

Üye : Doç. Dr. Fatih Çemrek

Üye : Dr. Öğr. Üyesi Gaye Karpat Çatalbaş

Üye : Prof. Dr. Sevil Şentürk

Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun tarih ve
..... sayılı kararıyla onaylanmıştır.

Prof. Dr. Hürriyet ERŞAHAN

Enstitü Müdürü

ETİK BEYAN

Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kılavuzuna göre, Doç. Dr. Fatih Çemrek danışmanlığında hazırlamış olduğum "Zaman Serileri Analizinde Yapısal Kırılma Testleri ve Bir Uygulama" başlıklı YÜKSEK LİSANS tezimin özgün bir çalışma olduğunu; tez çalışmamın tüm aşamalarında bilimsel etik ilke ve kurallara uygun davrandığımı; tezimde verdiğim bilgileri, verileri akademik ve bilimsel etik ilke ve kurallara uygun olarak elde ettiğimi; tez çalışmamda yararlandığım eserlerin tümüne atıf yaptığımı ve kaynak gösterdiğimi ve bilgi, belge ve sonuçları bilimsel etik ilke ve kurallara göre sunduğumu beyan ederim. 12.11.2019

Okan Küreş

İmza

ÖZET

Bu çalışmanın amacı; kriz zamanlarında yapısında bir değişim olabileceği düşünülen değişkenlerle bir regresyon modeli oluşturmak ve oluşturulan modelin yapısal kırılma tarihleri ile kriz zamanları arasında bir ilişki araştırmaktır. Bu amaçla, ekonomik olarak dönüm noktalarının erken sinyallerini vermek için tasarlanan Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi bağımlı değişken olarak seçilmiştir. Bağımsız değişkenler olarak ise; Bist100 Endeksi, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu, Verilen Tüketici Kredileri, TÜFE(yüzde değişimi), USD Kuru ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH= gelir yöntemi, cari fiyatlarla) değişkenleri kullanılmıştır.

Uygulamadan önce, yapısal kırılma ve yapısal kırılmaya neden olan faktörlerden bahsedilmiştir. Zaman serileri ve durağanlık kavramları hakkında bilgi verilmiştir. Ek olarak, yapısal kırılmayı dikkate almayan ve yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerine ait teorik bilgilere yer verilmiştir.

Uygulamada; yapısal kırılmayı dikkate almayan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (ZA), Perron (1997), Lee-Strazicich (2003) ve Lumsdaine-Papell (LP) birim kök testleri kullanılarak serilerin durağanlıkları incelenmiştir. Durağanlık sınamalarının ve birim kök testlerinin performanslarının karşılaştırılmasından sonra durağan-dışı elde edilen seriler durağanlaştırılıp bir regresyon modeli oluşturulmuş ve CUSUM Square ve CHOW testleri kullanılarak yapısal kırılma tarihleri incelenmiştir.

Son bölümde, çalışmanın içeriği ile ilgili bilgiler ve genel bulgular yer almaktadır. Sonrasında ise görüş ve önerilere yer verilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Zaman Serileri Analizi, Yapısal Kırılma, Birim Kök Testleri

SUMMARY

The purpose of this study is to create a regression model with the variables that are thought to be a change in the structure at the crisis times and to investigate the relationship between the structural break dates and the crisis times. For this purpose, Composite Leading Indicators Index, which is designed to give early signals of economic milestones, was chosen as dependent variable. As independent variables; Bist100 Index, Gross External Debt of Turkey, Given Consumer Loans, CPI, USD Exchange Rate and GDP variables are used.

Before the application, structural breaks and factors causing structural breaks were mentioned. Information about the time series and stasis concepts were given. In addition, theoretical information about unit root tests which do not take into account the structural break and take into account the structural break was given.

In the application, the stationarity of the series was examined by using Augmented Dickey-Fuller(ADF),Phillips-Perron(PP) and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) unit root tests that do not take into consideration the structural break, as well as Zivot-Andrews, Perron (1997), Lee-Strazicich (2003) and Lumsdaine-Papell unit root tests which take into account the structural break. After comparing the performance of unit root tests and stationary tests, non-stationary series were made stationary. Afterwards, a regression model was formed and structural break dates were examined by using CUSUM Square and CHOW tests.

The final section contains information and general findings about the content of study. Afterwards, opinions and suggestions were given.

Keywords: Time Series Analysis, Structural Break, Unit Root Tests

TEŐEKKÜR

Bu zorlu sürecin her anında; destekleriyle beni cesaretlendiren, maddi ve manevi her türlü yanımda olan annem Nurten KÜREŐ, babam Savaş KÜREŐ, ablam Gamze KÜREŐ ve arkadaşım Funda YILMAZ'a teşekkürü bir borç bilirim.

Yüksek lisans tez çalışmamın her aşamasında ilgisi ve desteğini benden esirgemeyen, çok değerli danışman hocam Doç. Dr. Fatih ÇEMREK'e en içten teşekkürlerimi ve saygılarımı sunarım.

İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa</u>
ÖZET	vi
SUMMARY	vii
TEŞEKKÜR	viii
İÇİNDEKİLER	ix
ŞEKİLLER DİZİNİ	xii
ÇİZELGELER DİZİNİ	xiii
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ	xiv
1. GİRİŞ VE AMAÇ	1
2. TEORİK BİLGİ	3
2.1. Literatür Taraması	3
2.2. Zaman Serileri Analizi	5
2.3. Zaman Serisinin Bileşenleri	6
2.3.1. Trend bileşeni	6
2.3.2. Mevsimsel bileşen	7
2.3.3. Konjonktürel bileşen	8
2.3.4. Düzensiz hareketler bileşeni	8
2.4. Doğrusal Zaman Serileri	9
2.4.1. Doğrusal zaman serisi	9
2.4.2. Durağan zaman serisi modelleri	10
2.4.2.1. <u>Otoregresif süreç (AR(p))</u>	10
2.4.2.2. <u>Hareketli ortalamalar süreci (MA(q))</u>	11
2.4.2.3. <u>Otoregresif hareketli ortalama (ARMA(p,q)) süreci</u>	12
2.5. Yapısal Kırılma Durumu	13
2.5.1. Chow testi	14
2.5.2. Chow predictive testi	16

İÇİNDEKİLER (devam)

	<u>Sayfa</u>
2.5.3. CUSUM testi	17
2.5.4. CUSUM square testi.....	19
2.6. Durağanlık	20
2.6.1. Durağan olmayan süreçler.....	21
2.6.2. Durağanlığın tespiti	22
2.6.2.1. <u>Grafik analizi</u>	22
2.6.2.2. <u>Korelogram testi</u>	23
2.7. Birim Kök Testleri	24
2.7.1. Yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri	25
2.7.1.1. <u>Dickey-Fuller birim kök testi</u>	25
2.7.1.2. <u>Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi</u>	27
2.7.1.3. <u>Phillips-Perron (PP) birim kök testi</u>	29
2.7.1.4. <u>Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS) birim kök testi</u>	30
2.7.1.5. <u>Ng-Perron birim kök testi</u>	32
2.7.2. Yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri	34
2.7.2.1. <u>Perron (1989) birim kök testi</u>	34
2.7.2.2. <u>Zivot-Andrews (1992) birim kök testi</u>	37
2.7.2.3. <u>Christiano (1992) birim kök testi</u>	39
2.7.2.4. <u>Perron-Vogelsang (1992) birim kök testi</u>	42
2.7.2.5. <u>Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi</u>	46
2.7.2.6. <u>Perron (1997) birim kök testi</u>	48
2.7.2.7. <u>Lee-Strazicich (2003) birim kök testi</u>	52
2.7.3. Kırılma sayısının belirlenmesi için Bai-Perron testi	54
3. BULGULAR VE TARTIŞMA	57
3.1. Çalışmanın Konusu ve Amacı	57

İÇİNDEKİLER (devam)

	<u>Sayfa</u>
3.2. Veri Seti ve Yöntem	57
3.3. Uygulamada Kullanılan Değişkenler	58
3.4. Uygulama.....	62
3.4.1. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi uygulaması	64
3.4.2. Perron (1997) birim kök testi uygulaması.....	69
3.4.3. Lee-Strazicich (2003) birim kök testi uygulaması	74
3.4.4. Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi uygulaması	77
4. SONUÇ VE ÖNERİLER	84
KAYNAKLAR DİZİNİ.....	86
EK AÇIKLAMALAR	91
Ek Açıklama-A: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model A Kritik Değerleri.....	92
Ek Açıklama-B: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model B Kritik Değerleri.....	93
Ek Açıklama-C: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model C Kritik Değerleri.....	94
Ek Açıklama-D: Perron (1997) Birim Kök Testi Kritik Değerleri	95

ŞEKİLLER DİZİNİ

<u>Sekil</u>		<u>Sayfa</u>
2.1.	CUSUM zaman grafiği.....	18
2.2.	Ortalamada durağanlık	22
2.3.	Varyansta durağanlık.....	23
2.4.	Örnek bir korelogram	24
2.5.	Christiano (1992) sonuç grafiği.....	41
3.1.	Logaritmik bileşik öncü göstergeler endeksi grafiği	58
3.2.	Logaritmik USD kuru serisi grafiği.....	59
3.3.	Logaritmik TÜFE serisi grafiği	59
3.4.	Logaritmik verilen tüketici kredileri serisi grafiği	60
3.5.	Logaritmik GSYH serisi grafiği	60
3.6.	Logaritmik Türkiye brüt dış borç serisi grafiği	61
3.7.	Logaritmik Bist100 endeksi serisi grafiği	61
3.8.	Bist100 serisi için Zivot-Andrews test grafiği.....	67
3.9.	Türkiye brüt dış borç stoğu serisi için Zivot-Andrews test grafiği	67
3.10.	GSYH serisi için Zivot-Andrews test grafiği	67
3.11.	Tüketiciye verilen krediler serisi için Zivot-Andrews test grafiği	67
3.12.	TÜFE serisi için Zivot-Andrews test grafiği	68
3.13.	USD kur serisi için Zivot-Andrews test grafiği.....	68
3.14.	Bileşik öncü göstergeler endeksi serisi için Zivot-Andrews test grafiği.....	68
3.15.	Bist100 serisi için Perron(1997) test grafiği.....	72
3.16.	Türkiye brüt dış borç stoğu serisi için Perron(1997) test grafiği.....	72
3.17.	GSYH serisi için Perron(1997) test grafiği	72
3.18.	Verilen tüketici kredileri serisi için Perron(1997) test grafiği.....	72
3.19.	TÜFE serisi için Perron(1997) test grafiği	73
3.20.	USD kuru serisi için Perron(1997) test grafiği.....	73
3.21.	Bileşik öncü göstergeler endeksi serisi için Perron(1997) test grafiği	73
3.22.	CUSUM Square test grafiği.....	82

ÇİZELGELER DİZİNİ

<u>Cizelge</u>	<u>Sayfa</u>
3.1. Çalışmada kullanılan değişkenler.....	58
3.2. ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçları	62
3.3. Serilerin birinci farkları alınarak elde edilen sonuçlar	63
3.4. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi sonuçları	65
3.5. Zivot-Andrews testine ait bulgular özeti	69
3.6. Perron (1997) birim kök testi sonuçları.....	70
3.7. Perron (1997) testine ait bulgular özeti	74
3.8. Lee-Strazicich (2003) birim kök testi sonuçları	75
3.9. Lee-Strazicich (2003) testine ait bulgular özeti.....	77
3.10. Lumsdaine-Papell birim kök testi sonuçları	78
3.11. Lumsdaine-Papell testine ait bulgular özeti	80
3.12. Birim kök testleri ile elde edilen durağanlık sonuçları.....	80
3.13. Birinci farkları alınmış seriler için Zivot-Andrews test sonuçları.....	81
3.14. Chow yapısal kırılma testi sonuçları	83

SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

Simgeler

ε_t, a_t

T_t

C_t

S_t

I_t

μ

r_t

θ_i

p, q

k

w_t

ρ

t

β_t

TB

Δ

x'_t, z'_t

S_t

Açıklama

Hata terimi

Trend

Konjonktürel hareketler

Mevsimsel hareketler

Düzensiz hareketler

Ortalama

Doğrusal seri

Bilinmeyen parametreler

Negatif olmayan tam sayılar

Gecikme uzunluğu

Standartlaştırılmış tekrarlı artıklar

Otoregresif parametre

Zaman

Deterministik trend

Kırılma tarihi

Fark operatörü

px_1 ile qx_1 boyutlu bağımsız değişkenler vektörü

Kalıntıların kısmi süreç toplamı

Kısaltmalar

AR(p)

MA(q)

ARMA(p,q)

EKK

DF

ADF

AIC

SIC

PP

LS

Açıklama

Otoregresif süreç

Hareketli ortalamalar süreci

Otoregresif hareketli ortalamalar süreci

En küçük kareler

Dickey-Fuller

Genişletilmiş Dickey-Fuller

Akaike bilgi kriteri

Schwarz bilgi kriteri

Phillips-Perron

Lee-Strazicich

SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ (devam)**Kısaltmalar**

MBÖNCÜ

KPSS

GSYH

GSMH

LM

MIC

ZA

TS

DS

PV

AO

IO

LP

SD

Açıklama

Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

Gayri Safi Yurtiçi Hasıla

Gayri Safi Milli Hasıla

Lagrange çarpanı

Değiştirilmiş bilgi kriteri

Zivot-Andrews

Durağan trend

Durağan fark

Perron-Vogelsang

Toplamsal aykırı değer

Yenilikçi aykırı değer

Lumsdaine-Papell

Said-Dickey

1. GİRİŞ VE AMAÇ

Bir zaman serisinin ortalamasında ve varyansında sistematik bir değişim olmaması yani trend ve düzenli periyodik değişimler göstermemesi durağanlık olarak adlandırılır. Zaman serilerinde, kesin ve tutarlı sonuçlara ulaşabilmek için durağanlığın araştırılması büyük bir öneme sahiptir. İncelenen değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı sonuçlara ulaşabilmek için temel koşul analize dâhil edilen serilerin durağanlığıdır.

Durağanlık faktörünün sınanmasında kullanılan en yaygın yöntem birim kök testleridir. Seride veya regresyon modelinde araştırılmak istenen kırılma sayısına göre literatürde farklı birim kök testleri yer almaktadır. Bu testlerden bazıları serideki yapısal kırılmayı dikkate almazken, bazı testler de yapısal kırılma durumunu dikkate alarak durağanlık sınamalarını gerçekleştirir. Durağanlık araştırılırken de serilerdeki yapısal kırılmanın dikkate alınmaması durağanlık sonuçlarının elde edilmesinde bazı yanlışlıklara yol açabilir.

Yapısal kırılma veya yapısal değişim ise, trendde meydana gelen etkin ve kalıcı değişikliklere verilen isimdir. Zaman serileri, bazı faktörlerden etkilenerek veya bazı nedenlerden dolayı zaman içinde birtakım değişikliklere maruz kalabilirler. Bu değişimin nedeni olarak; para politikalarındaki değişimler, iktisadi krizler, savaşlar, teknolojik değişimler ile deprem, sel ve yangın gibi doğal afetler gösterilebilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017; Güriş vd., 2017).

Seride gözlemlenen etki, her zaman kalıcı bir şekilde karşımıza çıkmayabilir. Trendin eğiliminin artmasına ya da azalmasına neden olan bu etki bazı durumlarda geçicidir. Trendde bir değişim gözlenir ama kısa bir süreç sonunda bu değişim etkisini kaybederek eski haline dönebilir. Bu durumda yapısal kırılmadan söz edilmeyebilir. Eğer trend kalıcı ise veya uzun bir süreçte tekrar eski haline dönme eğilimi gösteriyorsa bu trend incelenecektir. İncelenen sürecin uzunluğuna ve seriye bağlı olarak bir ya da birden çok yapısal kırılma durumu araştırılacaktır (Güriş vd., 2017).

Bu yüksek lisans tez çalışmasında, öncelikle zaman serileri ile ilgili genel bilgilere yer verilmiştir. İlerleyen bölümlerde, yapısal kırılma olmayan ve yapısal kırılma durumunda kullanılan birim kök testleri ile ilgili teorik bilgilerden bahsedilmiştir. Bu bilgiler ışığında; yapısal kırılma durumunda kullanılan birim kök testlerinin, EViews, Stata ve WinRATS paket programları kullanılarak detaylı bir şekilde uygulanması amaçlanmıştır.

Bu doğrultuda; Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi, Bist100 Endeksi, TÜFE, GSYH, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu, USD Kuru ve Verilen Tüketici Kredileri değişkenleri kullanılarak, Türkiye’de hissedilen 2001 ve 2007-2008 krizi sırasında etkilenmiş olabileceği varsayılan bu değişkenlerin yapısında meydana gelen değişimler incelenmiştir. Her bir serinin farklı birim kök testleri ile araştırılmasından sonra gerekli işlemler uygulanarak bir regresyon modeli kurulmuş ve modelde meydana gelen yapısal kırılma tarihleri ile kriz dönemleri arasındaki ilişki araştırılmıştır.

2. TEORİK BİLGİ

2.1. Literatür Taraması

Literatürde, ekonometrik zaman serileri ile kriz dönemlerindeki yapısal kırılmaların araştırıldığı bir çalışmaya rastlanmasa da, bu zaman serilerinin birim kök testleri kullanılarak incelendiği çok sayıda kaynağa ulaşılmaktadır. Ulaşılan başlıca kaynaklar aşağıda verilmiştir.

Aktan (2007) tezinde, Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'nin Türkiye, Yunanistan ve Rum tarafı ile olan ekonomik bağımlılıklarını rakamlar ile açıklamayı amaçlamıştır. Tüfe, GSYH ve ödemeler dengesi serilerini kullanan Aktan, nedensellik analizi sonucunda Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti'ne ait serilerin Türkiye ve Rum tarafı serilerine bağlı olduğu; Yunanistan ve Rum tarafı serilerinin karşılıklı olarak birbirlerine bağlı oldukları ve Türkiye ile Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti serilerinin de karşılıklı olarak birbirlerine bağlı oldukları bulgularına ulaşmıştır.

Yılancı (2009) makalesinde, 1923-2007 yılları arasındaki işsizlik oranlarını kullanarak Türkiye'de işsizlik histerisinin var olup olmadığını sınımayı amaçlamıştır. Bu doğrultuda, yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinden Perron, Zivot-Andrews (ZA), Lumsdaine-Papell (LP) ile bir ve iki kırılmalı Lee-Strazicich birim kök testleri kullanılarak işsizlik oranlarının incelenen dönem boyunca durağan olup olmadığı sınıanmıştır. ZA ve LP birim kök testlerine göre histeri etkisinin varlığını gösteren yapısal kırılmasız birim kök temel hipotezi kabul edilirken, Perron ve LS testlerine göre ise yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi kabul edilmiştir. Bu sonuç, zaman boyunca meydana gelen şokların işsizliğin doğal oranında değişimler meydana getirdiğini ve işsizlik üzerinde kalıcı etki yarattığını göstermektedir.

İğde (2010) çalışmasında, Türkiye'ye ait bazı makro iktisadi zaman serilerinin yapısal değişiklik altında durağanlığının sınıanmasını amaçlamıştır. Bu bağlamda, serilerin birim kök süreci içerip içermedikleri ve serilerin trend fonksiyonunda meydana gelen yapısal kırılmaların birim kök süreci üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışmasında;

GSMH, tüketim, üç ay vadeli mevduat faiz oranları, İMKB 100 endeksi, reel döviz kuru, cumhuriyet altın fiyatları, tefe, tüfe, M1 ve M2 serilerini kullanan İğde, yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin karşılaştırmalı olarak değil de, tek tek ele alındığında serilerden çoğunun belirlenen kırılma zamanlarında deterministik bir trend ile modellenebileceklerini ifade etmektedir.

Torun (2015) tezinde; ADF, PP, KPSS ve NG-Perron birim kök testlerinin performans karşılaştırmasını amaçlamıştır. Çalışma sonucunda; ADF, PP, KPSS birim kök testleri için model spesifikasyonu doğru olduğu sürece, doğru ve güçlü sonuçlar elde etmiş ve bariz bir gözlem sayısı etkisi bulamamıştır. Diğer testlerden farklı olarak NG-Perron birim kök testinin trend fonksiyonu içeren düşük gözlem sayılarındaki modeller için uygun bir test olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Gökçe (2015) çalışmasında, işsizlik histerisi serisini yapısal kırılmayı dikkate alan/almayan birim kök testleriyle araştırmış ve 1923-2014 tarihleri için Türkiye'de işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varmıştır.

Çoban ve Firuzan (2016), yapısal kırılma ve geçici değişimlerin eşbütünleşme testleri üzerindeki etkisini, tsunami ve ekonomik krizler çerçevesinde araştırmayı amaçlamışlardır. Türkiye, Japonya, Birleşik Krallık, Amerika ve Çin için 2011 periyodunu ele alan Çoban ve Firuzan; Engle-Granger, Gregory-Hansen ve geleneksel Lagrange Çarpanı eşbütünleşme testlerinin yapısal kırılmaları tanımlamakta zorluk çektiğini ileri sürmektedir. Çalışmada eğer varyans yapısal kırılmadan daha belirgin ise Westerlund eşbütünleşme testinin yapılmasına karar verilmiştir.

Eren, Atay Polat ve Aydın (2016), yapısal kırılmalı birim kök testlerini kullanarak Türkiye'de 1975-2013 dönemine ilişkin elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yapılan analiz sonuçlarına göre, değişkenler arasında uzun dönem etkileşim tespit edilmiş ve uzun dönem analizinde Türkiye'nin elektrik tüketimindeki %1 artışın ekonomik büyümeyi %0,6 oranında artırdığı görülmüştür.

Petek ve Çelik (2017), Türkiye'de 1990-2015 yılları arasındaki TÜFE, döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi araştırmayı amaçlamış ve çalışma

sonucunda deęişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit etmiştir. Nedensellik sınaması sonucunda ise TÜFE ve ihracattan ithalata doğru tek yönlü bir ilişki tespit edilirken aynı zamanda döviz kuru ve ithalattan ihracata doğru tek yönlü bir ilişki gözlemlenmiştir.

Vitanen, Tölö, Viren ve Taipalus (2017), birim kök testlerini kullanarak finansal krizlerin erken uyarılarına dair bir çalışma gerçekleştirmiştir. Çalışmada 15 Avrupa ülkesi için son 30 yılın GSYH, kredi toplamları, borçlanma maliyetleri, konut ve ticari gayrimenkul fiyatları, hisse senedi fiyatları ve diğer makroekonomik deęişkenler kullanılmıştır. Öncelikle borçlanma maliyeti serisi ile kriz döneminin birkaç yıl öncesi arasında yüksek bir ilişki tespit edilmiştir. Diğer zaman serilerinden gelen yüksek sinyaller de birlikte ele alınmış ve birim kök yöntemlerine dayanan bu erken uyarı aracının finansal istikrar denetiminde önemli bir rol aldığı görülmüştür.

Angelovska (2017) çalışmasında, finansal krizlerin Makedon, Sırp ve Hırvat hisse senedi piyasalarının borsa getirileri arasındaki kısa vadeli etkileşim üzerindeki etkisini incelemeyi amaçlamıştır. 2007-2017 dönemi verilerini kullanan Angelovska; Makedonya-Sırbistan ilişkisi hariç tüm çiftler için iki yönlü bir nedensellik modeli tespit edildiğini belirtmiştir.

Literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde; birçok çalışmanın, farklı birim kök testleriyle serilerin durağanlık sınamaları yapıldıktan sonra bitirildiği yani çalışmaların sadece birim kök testlerinin performanslarının karşılaştırılması ağırlıklı olduğu görülmektedir. Literatürde yer alan çalışmalardan farklı olarak, sadece serilere durağanlık sınaması uygulanmamış aynı zamanda oluşturulan regresyon modeli üzerinden yapısal kırılmalar da incelenmiştir.

2.2. Zaman Serileri Analizi

Zaman serileri; iki dönem arasındaki deęişkenlere ait deęerlerin, ardışık olarak gözlemlendiği sayısal büyüklükler olarak ifade edilir. Gözlem sonucunda elde edilen verilerin zaman içinde ardışık olarak oluşması bir koşul olmamakla beraber serinin gelişimini düzenli aralıklarla görme bakımından gereklidir (Altınay, 1995).

İşletme, tıp, ekonomi, mühendislik ve birçok bilimsel araştırmada kullanılan veriler genellikle zaman serisi formatında ele alınır. Bu sayede serilere ait gözlemlerin dizisi saatlik, günlük, haftalık, aylık veya yıllık olarak derlenip toplanabilir. Örneğin; bir istatistiksel analiz çalışmasında, anakitlenin özellikleri hakkında bilgi verilirken tahmin edicilerin sıralı olup olmadığı çok önemsenmemektedir. Çünkü bir serinin aritmetik ortalaması veya varyansı hesaplanırken gözlemlerin yeri değişse dahi aynı tahmin sonucuna ulaşılmaktadır. İstatistiksel analizin tersine, zaman serileri analizinde ise verilerin sıralaması oldukça önem arz etmektedir (Granger ve Newbold, 1977).

İş dünyası ve ekonomi piyasalarındaki düzensiz hareketler nedeniyle ekonomik zaman serilerinin davranış biçimi ve gelecek tahmini karar verme açısından oldukça önemli bir etkiye sahiptir (Akgül, 2003).

2.3. Zaman Serisinin Bileşenleri

Bir zaman serisinin gözlenen değerleri dört bileşenden oluşmaktadır. Bunlar; trend bileşeni, mevsim bileşeni, konjonktürel bileşen ve düzensiz hareketler bileşenidir.

2.3.1. Trend bileşeni

Trend, zaman serilerinin zaman içinde gösterdiği artış ya da azalış eğilimleri olarak ifade edilmektedir. Zaman serilerinde trendli kavramlardan genelde uzun dönemli olarak bahsedilmektedir. Eğer bir serinin trendi varsa durağanlıktan söz edilemez. Ekonometri alanında deterministik ve stokastik trend olmak üzere iki tip trendden bahsedilmektedir.

Deterministik trend, zamanın rassal olmayan bir fonksiyonu olarak tanımlanabilir. Deterministik trendde birebir ilişki ele alındığından olasılık dağılımından söz edilemez.

Deterministik trende sahip bir Y_t serisi,

$$Y_t = \alpha + \beta_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

şeklinde formüle edilebilir.

Stokastik trend ise zaman içinde deęişim göstermektedir ve rassal bir fonksiyondur. Eğilim önceden kestirilemedięi için olasılık dağılımı söz konusudur.

Stokastik trende sahip bir Y_t serisi,

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

şeklinde modellenebilir (Dilişen, 2007).

Trend, duraęanlık durumunu bozan bir bileşen olduęu için her halükarda ortadan kaldırılması gerekmektedir. Kaldırılmaması durumunda trendli bir seri ile oluşturulacak regresyon modellerinin sonuçları güvenilir sonuçlar olmayacaktır. Trendin tipinin belirlenmesi de, trendi ortadan kaldırma yönteminin belirlenmesi açısından oldukça önemlidir. Deterministik bir trend varsa trendden arındırma yöntemi, stokastik trend varlığında ise fark alma işlemi uygulanmaktadır. Trend tipinin yanlış belirlenmesi ise yanlış trendi ortadan kaldırmaya yol açacağından sahte korelasyon durumunu ortaya çıkaracaktır (Dilişen, 2007).

2.3.2. Mevsimsel bileşen

Mevsimsel dalgalanma, serinin her yıl içinde belirli aylarda gösterdiği artış ya da azalmalar olarak ifade edilmektedir. Bu hareketler genelde iklim, saat farkı, dini ve resmi bayramlar ve insan alışkanlıklarından kaynaklıdır. Aylık, üç aylık ve altı aylık zaman serilerinde daha sık rastlanan mevsimsel dalgalanmalar belirli ve sistematik hareketler sergilemektedir (Serper, 1996; İğde, 2010).

Mevsimsel bileşen tıpkı trend bileşeni gibi deterministik ve stokastik olmak üzere iki bölümde incelenmektedir. Deterministik mevsimsellik durumu gözleendiğinde mevsimsellikten arındırma işlemi, stokastik mevsimsellik durumunda ise fark alma işlemi uygulanmaktadır (Dilişen, 2007).

2.3.3. Konjonktürel bileşen

Çevrimsel bileşen olarak da adlandırılan konjonktürel bileşen, ekonomik koşullardaki değişimlerden kaynaklanan uzun dönemli dalgalanmalar olarak adlandırılmaktadır. Konjonktürel hareketler daha çok ekonominin veya sektörlerin refah ya da durgunluk dönemlerinde görülmektedir. Genelde konjonktürel hareketler, periyodik olmamakla birlikte 5 ila 8 yıllık dalgalanmalar ile tekrarlanır.

Konjonktürel hareketlerin ortaya çıkış nedenleri ve dönemleri sürekli olarak araştırılmasına rağmen yapılan çalışmalarda ortak bir sonuca ulaşılamamıştır. Bu süreçte; hava koşullarındaki uzun süreli dalgalanmalar, nüfus hareketleri, astronomi gibi alanlarda çalışmalar yapılmıştır (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

2.3.4. Düzensiz hareketler bileşeni

Düzensiz hareketler, belirli olmayan ve önceden tahmin edilmesi mümkün olmayan hareketlerdir. Düzensiz hareketler bileşeni, etkisini hata teriminde göstermektedir. Zaman serisinden trend ve mevsimsel bileşen etkisi arındırıldığında kalan kısım rasgele bileşen olarak adlandırılmaktadır (Torun, 2015).

Grev, seçimler, iç savaş, ani hava değişimleri (kuraklık, sel, deprem) gibi olaylar rassal bir değişikliğe neden olmaktadır.

Bu bilgiler ışığında bir fonksiyonel ilişki;

Zaman serisi= f (Trend, konjonktürel hareketler, mevsimsel hareketler, düzensiz hareketler)

veya

$$Y_t = f(T_t, C_t, S_t, I_t) \quad (2.3)$$

şeklinde yazılabilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Zaman serileri toplamsal ve çarpımsal şekilde de ifade edilebilir. Toplamsal olarak,

$$Y_t = (T_t + C_t + S_t + I_t) \quad (2.4)$$

şeklinde, çarpımsal olarak ise,

$$Y_t = T_t C_t S_t I_t \quad (2.5)$$

şeklinde ifade edilebilir (Newbold, 2001).

2.4. Doğrusal Zaman Serileri

Finansal zaman serilerinin modellenmesi ve analizi ile piyasa değişkenlerinin gelecekte alacağı değerler için öngörü yapmak niceleyici finansın önemli konularından biridir. Finansal serilerin öngörülerinde ise doğrusal tek denklemliler oldukça başarılı sonuçlar vermektedir (Brooks, 2008).

Doğrusal zaman serisi modellerine göre incelenen değişkenin bugünkü değeri, geçmiş değerlerinin ağırlıklı toplamına ve rassal şoklara bağlıdır. Birim kök sürecine temel oluşturan otoregresif süreç de doğrusal bir yapıya sahiptir (Torun, 2015).

2.4.1. Doğrusal zaman serisi

Logaritmik getirilere (r_t) ait bir zaman serisi,

$$r_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.6)$$

şeklinde ifade edilebiliyor ise r_t doğrusal bir seridir (Tsay, 2010).

Denklem 2.6'da yer alan μ , r_t 'nin ortalamasıdır. Doğrusal bir zaman serisi için r_t 'nin dinamik yapısı, r_t 'nin ağırlıkları olarak adlandırılan ψ_i katsayıları tarafından belirlenir ve $i=0$ değeri için $\psi_i=1$ değerini alır. $\{\varepsilon_t\}$ ise ortalaması sıfır, varyansı sabit i.i.d. dağılan rassal değişkenler dizisidir (Brooks, 2008).

2.4.2. Durağan zaman serisi modelleri

Doğrusal zaman serileri modelleri serinin durağan olduğu varsayımı ile otoregresif süreç (AR), hareketli ortalama süreci (MA) ve bu iki modelin birleşimi olan otoregresif hareketli ortalama süreci (ARMA) modellerinden oluşmaktadır.

2.4.2.1. Otoregresif süreç (AR(p))

Otoregresif modeller (AR), Yule (1927) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Otoregresif zaman serileri, serinin geçmişteki değerlerinden ve beyaz gürültü hata teriminden etkilenen serilerdir. Uygulamada sıkça karşılaşılan enflasyon ve hisse senedi getirilerine ait öngörü yapılmasında oldukça yaygın olarak kullanılmaktadır. İktisadi alandaki birçok veri otoregresif zaman serisi olarak modellenmektedir. Örnek olarak; aylık enflasyon oranları, bir önceki ayın değerlerinden etkilenmekle birlikte daha önceki ayların oranlarından da etkilenmektedir. Ağustos ayının enflasyon oranının, temmuz ayından ve geçen seneki ağustos ve temmuz aylarındaki enflasyon oranların etkileneceği düşünülmektedir (Akdi, 2003).

Otoregresif modelde sadece tek bir değişken yer almakta ve bu değişkene ait cari değer, aynı değişkenin geçmiş dönem değerleri ile saf hata teriminin doğrusal bir fonksiyonudur (Çil Yavuz, 2015).

p' inci dereceden otoregresif serinin yani AR(p) sürecinin denklemi,

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t \quad (2.7)$$

veya

$$a_t = y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \dots - \phi_p y_{t-p} \quad (2.8)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Denklem 2.7 ve Denklem 2.8’de a_t ile simgelenen hata terimi, sıfır ortalama ve sabit varyansa sahiptir. Ayrıca a_t değerleri, y_{t-p} değerlerinden bağımsızdır ve herhangi bir dönemdeki hata ile de arasında bir ilişki yoktur, $a_t \sim ND(0, \sigma_a^2)$ (Akgül, 2003).

2.4.2.2. Hareketli ortalama süreci (MA(q))

Y ’nin t dönemindeki değerinin, bir sabit terim ile şimdiki ve geçmiş hata terimlerinin hareketli ortalamasının toplamına eşit olması durumu hareketli ortalama (MA) süreci olarak adlandırılmaktadır (Gujarati, 2004).

Finans alanında getiri serilerinin modellenmesinde otoregresif modeller(AR) kullanıldığı kadar hareketli ortalamalar(MA) modelleri de oldukça kullanışlıdır. Örneğin; hisse senedi piyasasına dair çalışmaların birçoğunun, bir günden ertesi güne hisse senedi fiyatındaki değişimin, sıfır ortalama ve sabit varyansla korelasyonsuz rassal değişkenler dizisi gibi davrandığı gözlenmiştir. t günündeki hisse senedi fiyatı P_t olarak alınırsa, bir günden diğer bir güne değişme, aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$Y_t = P_t - P_{t-1} = \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.9)$$

Denklem 2.9’da yer alan ε_t hata terimi korelasyonsuz rassal değişkenlerdir. Rassal bileşen ε_t , şirketin finans durumu hakkında elde edilen yeni bulgular, firmanın popülerliğindeki ani artış veya azalış, pazarda ortaya çıkan yeni rakiplerin oluşturduğu riskler, teknolojinin gelişmesi ile birlikte yeni buluşların ortaya çıkması, yönetimde oluşabilecek skandallar gibi hisse senedi fiyatına etki edebilecek muhtemel durumları içermektedir. Bütün bu olumsuzluklara rağmen bu haberlerin tümünün etkisi bir gün içerisinde piyasada tümüyle anlaşılmaz. Böyle bir durumda fiyat değişimi sonraki günlerde de oluşabilir.

$$Y_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + \theta_1 \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Denklem 2.10’da yer alan ε_{t+1} , $t + 1$ günü içinde ulaşılan yeni haberlerin veya bilgilerin etkisini göstermekte ve $\theta_1 \varepsilon_t$, bir gün öncesine ait haberlerin devam eden etkisini yansıtmaktadır.

(2.10) numaralı denklemdeki istatistiksel model, hareketli ortalama sürecine bir örnektir. Ekonomik değişken Y_{t+1} 'in değeri, cari ve geçmişteki rassal bir kalıntının ağırlıklı ortalamasını ifade etmektedir. Genel bir MA(q) süreci için istatistiksel model aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$Y_{t+1} = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_p \varepsilon_{t-p} \quad (2.11)$$

Denklem 2.11'de yer alan korelasyonsuz rassal kalıntılar ε_t , sıfır ortalamalı ve sabit varyanslıdır. θ_i ($i = 1, 2, \dots, q$) ise bilinmeyen parametreleri göstermektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

2.4.2.3. Otoregresif hareketli ortalama (ARMA (p,q)) süreci

Birçok durumda seriler tek başına AR(p) veya MA(q) süreçleri tarafından ifade edilemezler. AR ve MA modellerinin kullanılması durumunda zaman serisinin yapısının uygun bir şekilde tanımlanabilmesi için çok sayıda parametreye ihtiyaç duyulabilir. Bu durum modellerin derecesinin yükselmesine neden olmakla birlikte tahmin edilecek parametre sayısını da arttırmaktadır. Tüm bu sorunların önüne geçebilmek için otoregresif ve hareketli ortalamalar modellerinin birleşimi olan ARMA(p,q) kullanılması önerilmektedir (Tsay, 2010; Hamilton, 1994).

ARMA(p,q) modeli,

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \dots + \phi_p r_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2.12)$$

veya

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} \quad (2.13)$$

şeklinde gösterilebilir (Tsay, 2010).

Denklem 2.12’de yer alan ε_t , saf hata sürecidir. p ve q ise negatif olmayan tam sayılardır. Denklemde yer alan süreç durağan ise tüm dönemler için sabit bir ortalamaya (μ) sahiptir. Denklem beklenen değeri alınıp gerekli düzenlemeler yapıldığında,

$$E(r_t) = \mu = \frac{\phi_0}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p} \quad (2.14)$$

ifadesine ulaşılır. Bu sonuç aynı zamanda durağanlık için gerekli koşulu da göstermektedir. Yani ARMA sürecinin durağanlığı $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p$ şartının gerçekleşmesine bağlıdır. Denklem 2.14’de görüldüğü üzere ARMA(p,q) sürecinin durağanlığı otoregresif parametreler olan $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ ile ilgili olup, hareketli ortalamalar parametreleri olan $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p)$ ile ilgili değildir (Hamilton, 1994).

2.5. Yapısal Kırılma Durumu

Eğer trendde bir yapısal kırılma varsa bunun nedenlerinin ve sonuçlarının belirlenmesi önemli bir konudur. Ancak bundan önce yapısal kırılma olup olmadığı belirlenmelidir. Bu nedenle iktisadi değişkenler ekonomik olarak incelenmelidir (Yıldırım, 2010).

Yapısal kırılma durumunun görmezden gelinmesi önemli hatalara sebebiyet verebilmektedir. Yapılan ekonomik çalışmalarda yapısal değişimler net bir şekilde ortaya çıkmasına rağmen, regresyon modelinde göz ardı edildiğinde veya ihmal edilerek bir tahminleme yapıldığında çıkan sonuçlar ve bu sonuçlara bağlı olarak yapılan raporlamalarda sistematik bir tanımlama hatası yapılmış olacaktır (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Tüm bu sorunları ortadan kaldırmak amacıyla regresyon modelindeki yapısal kırılmanın tespiti için başlıca Chow, Chow Predictive, CUSUM ve CUSUM Square gibi testler geliştirilmiştir.

2.5.1. Chow testi

İkili regresyonda katsayı kümelerinin eşitliğini test etmeyi amaçlayan Chow testi, ekonometrik arařtırmalarda ve diđer alanlarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Aynı dönemler arasında hata terimlerinin farklılık gösterdiğine dair tutulan bir hipotez, kontrol edilmeden bazen yanlış kullanılabilir. Hata terimlerinin varyansları, örneğin savaş öncesi ve savaş sonrası dönemler arasında anlamlıysa, önem derecesi ve testin gücü önemli derecede etkilenecektir.

Bu testin amacı, iki ayrı dönem arasındaki hata terimlerinin varyans eşitliği varsayımını ihlal etmesinin sonucunu arařtırmaktır. İki örneklem büyüklüğünden en az birinin çok büyük olması durumunda, varyasyon deęişimleri olduğunda testin iyi sonuç verdiği görülmüştür. Bununla birlikte, eđer iki örneklem küçük boyutlu ise, orta dereceli varyansın bile testin anlamlılık düzeyi üzerinde önemli bir etkisi olduğu gözlemlenmiştir (Toyoda, 1974).

Chow testi uygulanırken kırılma öncesi ve sonrası olarak iki alt gruba ayrılan serinin parçalarının daha homojen gruplar olduğu düşünölmektedir. Testin uygulanabilmesi için temel kural, bu parçalara ait varyanslar birbirine eşit olmalıdır. Bu nedenle ilk olarak varyansların eşitliği test edilmekte ve bu işlem sırasında F testi kullanılmaktadır. Varyansların eşitliğini sınavan temel hipotez ve varyansların eşitsizliğini ifade eden alternatif hipotez,

$$\begin{aligned} H_0: \sigma_1^2 &= \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 &\neq \sigma_2^2 \end{aligned} \quad (2.15)$$

şeklinde kurulacaktır (Hill vd., 2011).

Test istatistięi ise,

$$F = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \quad (2.16)$$

olarak hesaplanır (Gujarati ve Porter, 2012).

Denklem 2.16'da, σ_1^2 değerinin σ_2^2 değerinden büyük olduğu varsayılmıştır. Ters durumda pay ve payda yer değiştirecektir. Hata terimlerine ait varyanslar bilinmediği için tahminleri olan S_e^2 ' ler test için kullanılmaktadır. Bu durumda test istatistiği,

$$F = \frac{S_{e_1}^2}{S_{e_2}^2} = \frac{\sum e_1^2 / (n_1 - k)}{\sum e_2^2 / (n_2 - k)} \quad (2.17)$$

olacaktır. Denklem 2.17'den yararlanılarak elde edilen F istatistiği, $F_{n_1-k; n_2-k}$ tablo değeriyle karşılaştırılır ve F değeri, tablo değerinde küçük ise hipotez reddedilemez. Bu durumda yapısal kırılma testi için Chow testi uygulanabilir (Çil Yavuz, 2015).

Chow testi, serinin parçalarına ait hata terimlerinin sıfır ortalama etrafında normal dağılıma sahip olduğu, birbirlerinden bağımsız ve varyansların eşitliği durumunda uygulanabilir. Sıfır hipotezi yapısal kırılma olmadığını, alternatif hipotez için yapısal kırılmanın varlığı durumunu ifade etmektedir. İki ayrı alt modelin tahmin edilmesi durumundaki test istatistiği,

$$F = \frac{\sum_{i=1}^n e_{tR}^2 - (\sum_{i=1}^{n_1} e_{t1}^2 + \sum_{i=1}^{n_2} e_{t2}^2) / k}{(\sum_{i=1}^{n_1} e_{t1}^2 + \sum_{i=1}^{n_2} e_{t2}^2) / (n - 2k)} \quad (2.18)$$

olarak hesaplanır. Burada $\sum e_{tR}^2$, bölünmeden tahmin edilen modelin artık kareleri toplamı, $\sum e_{t1}^2$ ve $\sum e_{t2}^2$ ise parçaların artık kareler toplamını ifade etmektedir. Paydanın serbestlik derecesi $[(n_1 - k) + (n_2 - k) = n - 2k]$ olarak ifade edilmektedir. Payın serbestlik derecesi ise k 'dir. Sonrasında hesaplanan test istatistiği belirlenen α hata payı ile k ve $(n - 2k)$ serbestlik derecesi ile F tablosunda yer alan değer ile karşılaştırılır.

Hesaplanan test istatistiği $F > F_{\alpha, k, n-2k}$ ise temel hipotez reddedilir ve yapısal kırılma olduğuna karar verilir.

Diğer bir durum olarak kırılma noktasının öncesi ve sonrası bağımsız modeller tahmin edilmeden, alt modeller gölge değişken kullanılarak da tahmin edilebilir. Bu durumda test istatistiği,

$$F = \frac{\sum_{i=1}^n e_R^2 - \sum_{i=1}^{n_1} e_t^2}{k} / \frac{\sum_{i=1}^{n_1} e_t^2 / (n-2k)}{k} \quad (2.19)$$

olarak hesaplanır.

Denkleimde yer alan $\sum e_t^2$, gölge değişkenli model artıklarının kareleri toplamını ifade etmektedir. Gölge değişken ile oluşturulan modeller için yapısal kırılmanın hangi parametreyi etkilediği düşünülüyorsa, o yönde modeller oluşturulabileceği gibi sabit ve bağımsız değişken parametrelerini etkileyecek şekilde de model oluşturulabilir (Güriş vd., 2017).

2.5.2. Chow predictive testi

Chow Predictive testi alt grupların modellerin ayrı ayrı tahmin edilmesi durumunda kullanılmak için geliştirilen bir testtir. Chow testi yapılırken alt grupların modellerini tahmin edebilmek için alt grupların birim sayıları olan n_1 ve n_2 'nin tahmin edilecek parametre sayısı k 'dan büyük olması şartı vardır. Birim sayılarından herhangi biri k 'dan küçükse o grup için model tahmin edilemez. Bu durumda Chow testi yerine Chow Predictive testi kullanılmaktadır.

Bu testte alt örnekten elde edilen sonuçların tüm örnek için geçerli olup olmadığı test edilmektedir. Diğer bir deyişle regresyon modellerinin kararlılığını test etmek için kullanılmaktadır. Bir alt gruptan elden edilen artık kareler toplamı, tüm örnekten elde edilen artık kareler toplamı ile karşılaştırılarak uygulanmaktadır.

$n_2 < k$ koşulu sağlanıyorsa birinci alt grup ile,
 $n_1 < k$ koşulu sağlanıyor ise ikinci alt grup ile,

tüm örnekten elde edilen artıkların karelerin toplamı karşılaştırılır. Chow testi ile aynı hipotezler kullanılmaktadır. $n_2 < k$ ise test istatistiği,

$$F = \frac{\sum_{i=1}^n e_R^2 - \sum_{i=1}^{n_1} e_1^2}{n_2} / \frac{\sum_{i=1}^{n_1} e_1^2 / (n_1 - k)}{n_2} \quad (2.20)$$

olarak hesaplanır. Hesaplanan test istatistiği, serbestlik derecelerine göre ($SD_1 = n_2$ ve $SD_2 = n_1 - k$) F dağılımı tablo değeriyle karşılaştırılarak karar verilir (Güriş vd., 2017).

2.5.3. CUSUM testi

Regresyon katsayılarındaki kırılmayı inceleyen testlerden bir diğeri de CUSUM testidir. Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından önerilen bu test, Chow Predictive gibi katsayıların kararlılığını test etmektedir. CUSUM testinde ardışık artıklar kullanılmaktadır.

CUSUM test istatistiğini hesaplamadan önce, standartlaştırılmış tekrarlı artıkların (w_t) hesaplanması gerekmektedir. "Yapısal kırılma yoktur." temel hipotezi altında artıkların ortalaması sıfır(0), varyansı σ^2 olan normal dağılıma sahiptir (Özdemir Güler, 2014).

Y_t vektörünün; X_t , X vektörünün t . elemanını ifade ediyorsa,

$$\hat{\beta}_t = (X_t'X_t)^{-1}(X_t'Y_t) \quad (2.21)$$

teorik değerler,

$$\hat{Y}_t = X_t' \hat{\beta}_{t-1} \quad (2.22)$$

artıklar,

$$e_t = Y_t - X_t' \hat{\beta}_{t-1} \quad (2.23)$$

olacaktır. Bu durumda ardışık artıklar,

$$w_t = \frac{Y_t - X_t' \hat{\beta}_{t-1}}{\sqrt{1 + X_t'(X_{t-1}'X_{t-1})^{-1}X_t'}} \quad (2.24)$$

olacaktır. Bu durumda CUSUM test istatistiği,

$$W_t = \sum_{s=k+1}^t \frac{w_t}{\hat{\sigma}} \quad t = k + 1, k + 2, \dots, n \quad (2.25)$$

olarak hesaplanır ve zamana göre grafiđi çizilir. Burada,

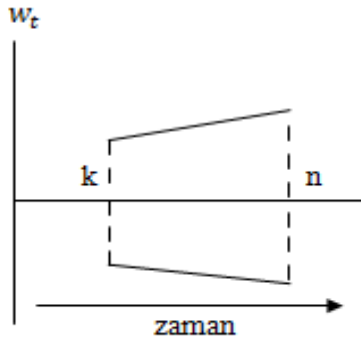
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-k-1} \sum_{s=k+1}^n (w_t - \bar{w})^2 \quad (2.26)$$

ve

$$\bar{w} = \frac{\sum_{s=1}^n w_s}{n-k} \quad (2.27)$$

olacaktır.

Daha sonra CUSUM için alt ve üst güven sınırları belirlenir. Şekil 2.1'de görüldüğü gibi yatay ekseninde t (zaman), dişey ekseninde w_t gösterilirse k noktasında aralık $\pm a\sqrt{n-k}$ ve n noktasında $\pm 3a\sqrt{n-k}$ olarak belirlenecektir.



Şekil 2.1. CUSUM zaman grafiđi (Güriş vd., 2017).

Güven sınırlarında yer alan a değeri, seçilen anlamlılık düzeyine bađlı olarak belirlenmektedir. Farklı anlamlılık düzeylerine göre a değeri,

$$\alpha = 0,01 \text{ için } a = 1,143$$

$$\alpha = 0,05 \text{ için } a = 0,948$$

$$\alpha = 0,10 \text{ için } a = 0,850$$

olarak Brown ve ark. tarafından belirlenmiştir. W_t , çizilen sınırların dışına çıkarsa yapısal kırılmanın varlığı durumundan söz edilebilir ve sınırın kesildiği nokta yapısal kırılma noktası olarak adlandırılır (Güriş vd., 2017).

2.5.4. CUSUM Square testi

CUSUM Square testi hesaplanırken CUSUM testinden farklı olarak ardışık artıkların kareleri kullanılmaktadır. CUSUM-SQ için,

$$S_t = \frac{\sum_{s=1}^n w_s^2}{\sum_{s=k+1}^n w_t^2} \quad t = k + 1, k + 2, \dots, n \quad (2.28)$$

değerleri hesaplandıktan sonra S_t' 'nin grafiği çizilir. Test istatistiğine ait beklenen değer,

$$E(S_t) \cong \frac{t-k}{n-k} \quad (2.29)$$

olarak hesaplanır. Beklenen değer $t = k$ eşitliği varken "0" değerine, $t = n$ eşitliği varken ise "1" değerine eşit olur. Güven sınırları ise $E(S_t) \pm C_0$ 'dır. C_0 değerlerine ait tablolar, tıpkı CUSUM testinde olduğu gibi Brown ve ark. (1975) tarafından verilmiştir. Bu değer, α hata payı, n gözlem sayısı ve k parametre sayısı ile bulunabilir. C_0 değeri, testin tek veya çift taraflı olması durumunda tabloda farklılık göstermekle birlikte m ve α değerleri ile belirlenmektedir. Çift taraflı test için $m, \alpha/2$; tek taraflı test için ise α kullanılarak C_0 değerine ulaşılır. Test için $n - k$ değeri tek sayı ise,

$$m = \frac{1}{2}(n - k) - 1 \quad (2.30)$$

olarak bulunur. $n - k$ değeri çift sayı ise,

$$m = \frac{1}{2}(n - k) - \frac{3}{2} \quad (2.31)$$

$$m = \frac{1}{2}(n - k) - \frac{1}{2}$$

alınarak tahminleme yapılması gerekmektedir. Sonrasında ise tablodan belirlenen değerler ile alt ve üst sınırlar çizilerek CUSUM-SQ grafiğine ulaşılır (Brown vd., 1975).

Grafik eğer güven sınırları dışına çıkıyorsa yapısal kırılma olduğuna, güven sınırlarını kesmeyip sınırların içinde kalıyorsa da yapısal kırılma olmadığına karar verilir.

2.6. Durağanlık

Bir zaman serisinin ortalamasında ve varyansında eğer sistematik bir değişim yoksa, yani trend göstermiyorsa ve düzenli periyodik değişimler göstermiyorsa o seriye "durağan seri" denir. Diğer bir tanımla da zaman serisinin bir trende ve/veya dağılıma sahip olmaması yani çalışılan zaman serisinin farklarının alınması gerekmiyorsa seri durağandır şeklinde ifade edilir (Gujarati, 2004; Akgül, 2003).

Zaman serilerindeki olasılık teorilerinin büyük bir kısmı durağan zaman serileri ile ilgilenmektedir. Eğer çalışılan zaman serisi durağan-dışı ise seriyi durağan hale dönüştüren analizlere ihtiyaç duyulmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2017)

Serinin durağan olması durumunda yapısal ilişkinin zaman içinde değişmediği varsayılır ve bir model kurularak değişken tahmin edilmeye çalışılır. Bu işlem geçmiş değerlerden tahmin yapılabilecek sabit katsayılı bir denklem ile sağlanır. Bu yaklaşım iki ekonomik değişken arasındaki ilişkiyi kullanarak elde edilen tek denklemlili bir regresyona benzetilebilir. Regresyonda kullanılan bu iki değişkenin arasındaki yapısal ilişkinin zaman içinde değişmediği varsayımı altında çalışılmaktadır. Eğer zaman boyunca bu iki değişken arasındaki yapısal ilişki değişiyorsa, regresyon modeli kullanılarak yapılan analizler geçerli olmayacaktır (Akgül, 2003; Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Belirli bir dönemde ele alınan seriyi ortaya çıkaran stokastik sürecin durağan olması için aranan koşullar şunlardır:

- Ortalama : $E(Y_t) = \mu$
- Varyans : $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- Kovaryans : $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$

Burada γ_k ; aralarında k dönem fark olan Y_t ve Y_{t+1} arasındaki kovaryanstır. Eğer k değeri 0'a eşitse γ_0 bulunur ve bu değer Y 'nin varyansına eşittir. k değeri 1 ise γ_1 , Y 'nin ardışık iki değeri arasındaki kovaryansa eşittir (Gujarati, 2009).

Durağanlık; zayıf durağanlık ve güçlü(kesin) durağanlık olmak üzere 2 başlık altında incelenebilir. Kovaryans durağan süreç de denilen zayıf durağanlık, serinin ortalama ve varyansının zamana bağlı olarak değişmemesi olarak adlandırılır. Zaman serisini durağanlığından bahsediliyorsa eğer aklımıza zayıf durağanlık gelmektedir. Zaman serilerinin uygulama bölümünde serilerin kovaryans (zayıf) durağan olmaları yeterli görülmektedir. Çünkü pratikte serinin sadece zayıf durağanlığıyla ilgilenilir (Box ve Jenkins, 1976).

Güçlü durağanlık ise ortalama ve varyansın yanı sıra tüm dağılım ile ilgilidir. Bir stokastik sürecin ortak ve koşullu dağılımlarının zaman içinde değişmemesi olarak adlandırılabilir. Y_t (Y_1, Y_2, \dots, Y_t) ve Y_{t+k} ($Y_{1+k}, Y_{2+k}, Y_{t+k}$) serilerine ait bileşik olasılık dağılımlarının aynı olması durumunda güçlü durağanlıktan söz edilebilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

2.6.1. Durağan olmayan süreçler

Zaman serileri analizleri sadece durağan seriler üzerinde uygulanmaz. Eğer ekonomik zaman serileri üzerinde çalışılıyorsa bu serilerin büyük bir kısmının durağan-dışı olduğu bilinmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Durağanlık için belirtilen ve gerekli olan şartlardan biri veya daha fazlası sağlanmıyorsa süreç durağan değil şeklinde isimlendirilir. Günümüz dünyasında çalışılan zaman serilerinin birçoğu durağan değildir ve ortalaması zaman içinde değişmektedir. Seri zamanla artan veya azalan bir trend göstermektedir. Bazen de çok büyük dalgalanmalardan dolayı durağanlık-dışı süreç ortaya çıkmaktadır (Turfanda, 2018; Kutlar, 2009).

Zaman serisi setine herhangi bir işlem veya regresyon analizi yapılabilmesi için ön koşul, veri setindeki tüm serileri durağan hale getirmektir. Eğer seri durağan değilse, otokorelasyonlar önemli ölçüde sıfırdan farklılık gösterir veya gecikmelerin artışına bağlı

olarak sıfırdan uzaklaşır. Diğer bir ihtimal de ortaya sahte bir regresyon çıkmasıdır. Bu yüzden serilerin durağan hale getirildikten sonra modelin tahmin edilmesi oldukça önemlidir (Kutlar, 2009; Darnell, 1994).

Basit bir serinin durağan-dışı zaman serisi modeli aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.32)$$

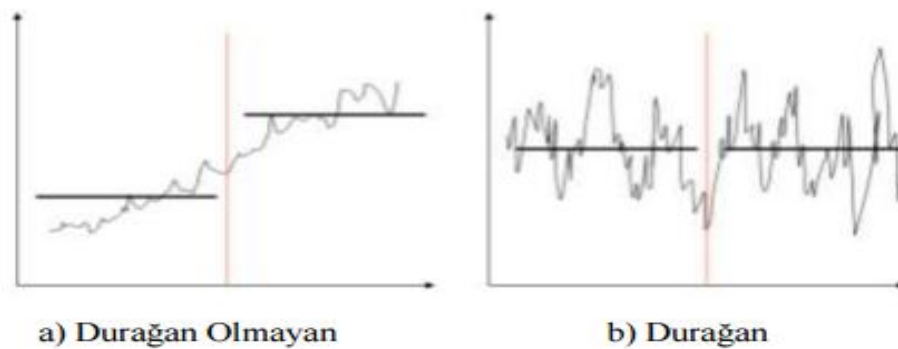
Burada ε_t , zayıf durağan bir dizi ve μ_t zamana ait bir fonksiyondur. Modeldeki μ_t , t 'nin doğrusal bir trendi veya parabolik bir trendi olabilir. Diğer taraftan, durağan-dışı serilerde bir trendin varlığından bahsedilebilir. Bu trend bazen beklenen değerlerden(deterministik) kaynaklı bazen de stokastik kaynaklı olabilir. Uzun dönemde ekonomik serilerin bir çoğu stokastik bir trend ile deterministik bir trendin toplamı şeklinde ortaya çıkabilir (Maddala, 2002; Akdi, 2003).

2.6.2. Durağanlığın tespiti

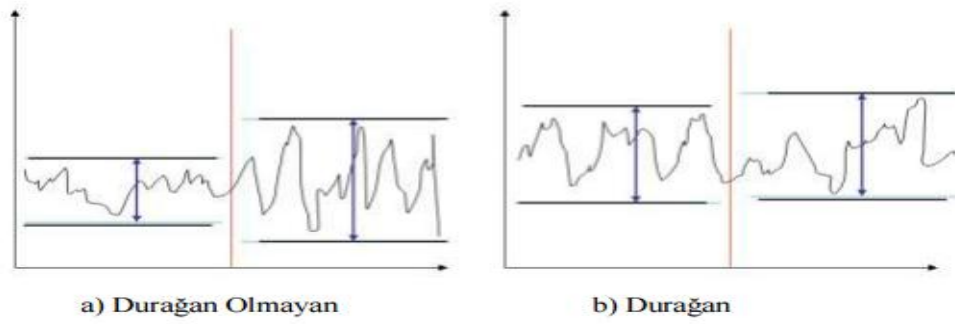
Durağanlığın tespitinde kullanılan analiz ve uygulamalar aşağıda belirtilmiştir.

2.6.2.1. Grafik analizi

Seriye ait grafikler incelendiğinde serinin durağanlığı hakkında fikir sahibi olunabilir. Aşağıdaki grafiklerde durağan ve durağan olmama durumları gösterilmiştir.



Şekil 2.2. Ortalamada durağanlık (Uğurlu, 2009)



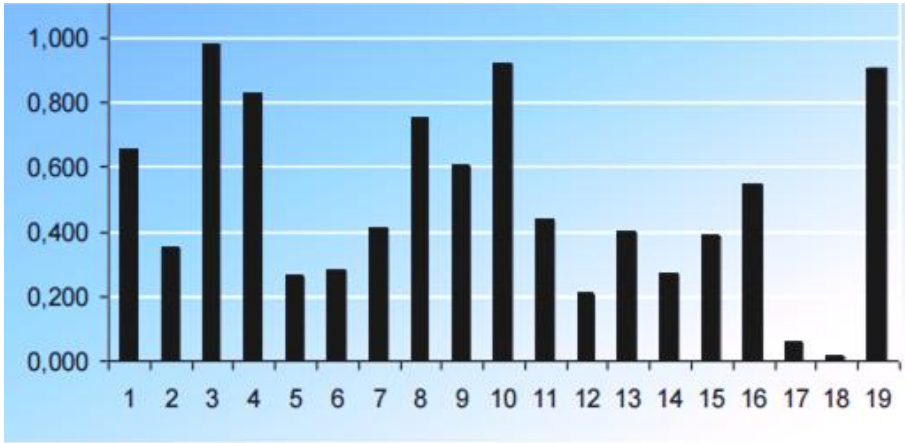
Şekil 2.3. Varyansta durağanlık (Uğurlu, 2009)

2.6.2.2. Korelogram testi

Örnekleme otokorelasyonlarını, kısmi korelasyonları ve Q istatistiklerini kullanarak, serinin özelliğine göre yaklaşık olarak seçilen k sayıda gecikmeye göre işaretlenerek bir grafik oluşturulmasına korelogram denir. Örnekleme otokorelasyonlarına bağlı olarak elde edilen Q istatistiklerinin istatistiksel anlamlılık sınırlarına da korelogramda yer verilmektedir. Ayrıca serinin modellenmesi konusunda hangi modelin daha uygun olduğu korelogramdan yorumlanabilir. Bu nedenle zaman serileri için korelogram analizini kullanmak oldukça yararlıdır (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Korelogram, otokorelasyon fonksiyonunu seçilen gecikme sürecinde tahmin edilen (hesaplanan) bu değeri AC ile gösterilen sütunda belirtir. Seçilen gecikme kadar hesaplanan otokorelasyon 0'a ne kadar yakınsa serinin durağanlığı bir o kadar fazladır. Eğer seri belirli bir ortalama etrafında yoğunlaşmıyor da aşağı veya yönlü eğilim gösteriyorsa serinin durağan olmadığı düşünülür (Torun, 2015).

Korelogramda, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerine ait kesikli çizgi ile gösterilen alt ve üst sınırlar $\pm[t_c \cdot Sh_{ACF(k)}]$ ve $\pm[t_c \cdot Sh_{PACF(k)}]$ güven sınırlarını ifade etmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).



Şekil 2.4. Örnek bir korelogram

2.7. Birim Kök Testleri

Bir zaman serisinin entegrasyon sırası analiz için büyük önem taşıdığından, araştırılması için çeşitli istatistiksel testler geliştirilmiştir. Günümüzde durağanlığı sınamada kullanılan yöntemlerden en geçerli olanı birim kök testidir (Lutkepohl ve Kratzig, 2004).

Eğer bir zaman serisi birim kök içeriyorsa bu durum serinin durağan olmadığını göstermektedir. Birim kök içeren zaman serileri ile yapılan ekonometrik analizler sonucunda anlamlı sonuçlar elde edilememektedir (Utkulu, 1993).

Makroekonomik ve finansal zaman serilerinde yaygın olarak kullanılan birim kök testleri, uygulamalı ve teorik araştırmalar açısından da oldukça önem taşımaktadır. Özellikle finans alanında kullanılan hipotezlerde etkin rol oynamaktadır. Örneğin hisse senedi piyasası için Etkin Piyasa Hipotezi, birim kök testleri ile test edilebilen bir hipotezdir. BİST 100 endeksi örnek verilirse, hipotez sonucuna göre birim kök olması durumunda etkin piyasa hipotezi geçerli, durağan çıkması durumunda ise hipotez geçerli değildir yorumu yapılabilir (Çil Yavuz, 2015).

Birim kök testlerindeki hipotez, otoregresif (AR) sürecinin bir birim kök içerdiği ve denklemdeki otoregresif katsayılar toplamının bire eşit olduğudur (Göktaş, 2005).

Birim kök sınamasını bir örnekle açıklayacak olursak;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.33)$$

Buradaki ε_t , hata terimi beyaz gürültü hata terimidir. Eğer denklemdeki Y_{t-1} 'in katsayısı olan ρ (rho) değeri 1'e eşitse seri birim kök içeriyor denir. Bu katsayının 1'e eşitliğini sınavan t testini kullanmak gerekmektedir. Kullanılacak hipotez ise aşağıdaki gibi yazılabilir.

$H_0 : \rho = 1$ Seri durağan değildir. Serinin birim kökü vardır.

$H_a : \rho < 1$ Seri durağandır. Serinin birim kökü yoktur (Uğurlu, 2009).

Birim kökün varlığını belirlemede kullanılan çok sayıda test vardır ve her geçen gün yeni testler eklenmektedir. Birim kök sınamaları ilk olarak Dickey-Fuller (DF) tarafından ortaya atılan çalışmalarla adından söz ettirmiştir. Daha sonradan Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF), Phillips-Perron Testi (PP), KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) ve NG-Perron birim kök testleri de yaygın olarak kullanılmaya başlamıştır.

2.7.1. Yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri

Birim kök testleri, yapısal kırılma olması ve yapısal kırılma olmaması durumunda kullanılanlar olarak 2'ye ayrılmıştır. Dickey-Fuller (DF), Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF), Phillips-Perron Testi (PP), KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) ve NG-Perron gibi testler yapısal kırılmayı dikkate almayan testlerdir (Turfanda, 2018).

2.7.1.1. Dickey-Fuller birim kök testi

Durağanlığı sınamada en çok kullanılan birim kök testlerinden biri Dickey-Fuller testidir. DF birim kök testi, parametrelerin en küçük kareler (EKK) tahmin edicisinin birim kök varsayımı altındaki dağılımına bağlı olarak geliştirilmiştir (Akdi, 2012).

Dickey-Fuller birim kök testinde, incelenen zaman serisi değişkeni birinci mertebeden otoregresif modelle (AR(1)) modellenir (Dickey ve Fuller, 1981).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (2.34)$$

denklemiyle tanımlanabilir. Burada ε_t kalıntı terimidir ve sıfır ortalama ve sabit varyansla normal dağılmaktadır ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$). Y_{t-1} 'in katsayısının bire eşit olması durumunda ($|\rho|=1$) birim kökün varlığından söz edilmektedir (Dickey ve Fuller, 1981).

Denklemler 2.34'te yer alan ρ parametresi, otoregresif parametre olarak adlandırılmaktadır. Bu parametreden yararlanarak Y_t serisi için;

- a. $|\rho| < 1$ ise seri durağandır.
- b. $|\rho| = 1$ ise Y_t serisi durağan değildir. Varyans değişir ve $t \cdot \sigma^2$ halini alır.
- c. $|\rho| > 1$ ise seri durağan değildir. Serinin varyansı üstel olarak artar.

şeklinde çıkarım sağlanır (Dilişen, 2007).

Denklemler 2.34'ten hareketle serinin hipotezi ise şu şekilde oluşturulur.

$H_0 : \rho = 1$ Seri durağan değildir. Birim kök vardır.

$H_a : \rho < 1$ Seri durağandır. Birim kök yoktur.

Denklemler 2.34'te yer alan denklemin her iki tarafından Y_{t-1} çıkarıldığında;

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= Y_{t-1} (\rho - 1) + \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.35)$$

şeklini alır. Burada Δ , birinci fark işlemcisi ve $\delta = (\rho - 1)$ 'dir (Yıldırım, 2010).

Bu denklemin elde edilmesinden sonra sıfır hipotezinin artık bire değil sıfıra eşitliği sınanmaya başlanır ve kullanılan test istatistiği τ (tau) olarak adlandırılır. Bu durumda kullanılan hipotez ve test istatistiği,

$H_0 : \delta = 0$ Seri durağan değildir. Birim kök vardır.

$H_a : \delta < 0$ Seri durağandır. Birim kök yoktur.

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}} \quad (2.36)$$

şeklindedir (Uğurlu, 2009).

$H_0 : \delta = 0$ hipotezini test etmek için Dickey-Fuller τ istatistiğinden faydalanılır. Bu istatistiğin dağılımı Monte Carlo yöntemiyle elde edilir ve kritik değerlere ulaşılır. Kritik değerler, kullanılan örneklem büyüklüğüne ve modelin parametre sayısına bağlı olarak hesaplanmaktadır. Hesaplanan τ istatistiği ile Dickey-Fuller kritik değeri karşılaştırılır ve serinin birim kök içerip içermediğine karar verilir. Hesaplanan τ istatistiği, DF kritik değerinden büyük ise hipotez reddedilir. Yani Y_t serisi durağandır ve birim kök içermemektedir (Elma, 2008).

Dickey ve Fuller (1981), makalelerinde üç farklı regresyon denklemini kullanmaktadır. Denklem 2.35'e sabit terim ve/veya trend ekleyerek diğer modeller elde edilmiştir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{trend ve sabit terim olmayan model}) \quad (2.37)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{sabit terim olan model}) \quad (2.38)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{trend ve sabit terim olan model}) \quad (2.39)$$

Bu modeller için hesaplanan sıra istatistikleri sırasıyla τ , τ_μ ve τ_t şeklindedir. Her durumda $\varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ koşulu sağlanmalıdır. Hata teriminin sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı olması gerekmektedir (Turfanda, 2018).

2.7.1.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi

Dickey-Fuller testi uygulanırken, hata terimi ε_t 'nin otokorelasyon içermediği ve Y_t zaman serisinin otoregresif AR(1) modeline uyum sağladığı varsayılarak denklem oluşturulmuştur. Ancak DF tarafından geliştirilen birim kök testleri sadece birinci

dereceden otoregresif modellere uygulanmaz. Daha yüksek derece otoregresif süreçlere de DF testleri uygulanabilir. p 'inci dereceden bir otoregresif AR(p) sürecini takiben Y_t zaman serisi, eğer AR(1) ile ifade edilirse hata terimleri otokorelasyon içerecektir. Otokorelasyonlu hata terimleri ise, ε_t 'yi saf hata terimi kabul edilerek kullanılan DF dağılımlarını geçersiz kılmaktadır. ADF testinde ise bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eşitliğin sağ tarafına ilave edilerek hata terimindeki otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılmaktadır (Harris ve Sollis, 2003; Sevüktekin ve Çınar, 2017).

ADF testi için kullanılan regresyon modeli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.40)$$

Denklemden Δ birinci sıra fark operatörünü, k uygun gecikme sayısını ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. Hata teriminin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, birbirinden bağımsız ve aynı dağılımlı olduğu varsayılmaktadır (Elma, 2008).

DF testinde olduğu gibi ADF testinde de sabit terim ve lineer zaman trendi eklenerek denklem genişletilebilir.

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.41)$$

Denklemin 2.41'de μ sabit terimi, t ise zaman trendini ifade etmektedir. ADF testi için hipotezler aşağıdaki gibi kurulur.

$H_0 : \delta = 0$ Seri durağan değildir. Birim kök vardır.

$H_a : \delta < 0$ Seri durağandır. Birim kök yoktur.

H_0 hipotezi reddedilemiyorsa serinin durağan olmadığına ve birim kök içerdiğine karar verilir. Serinin farkı alınarak birim kök incelemesine devam edilir. Seriyeye fark alma işlemi uygulandıktan sonra sıfır hipotezi reddedilirse seri birinci dereceden durağandır denir ve I(1) ile ifade edilir (Bilgili vd., 2007).

ADF testini uygularken karşılaşılan en bir güçlük gecikme uzunluğunun nasıl tespit edileceğidir. Bağımlı değişkene ait gecikme değerleri otokorelasyonu yok etmek için eşitliğe ilave edildiği için gecikme uzunluğunun doğru belirlenmesi oldukça önemlidir. Gecikme uzunluğu belirlenirken, gerektiğinden daha küçük alınarak model tahmini yapılırsa otokorelasyon yok edilemez ve test eğilimli bir yapıya sahip olur. Gecikme uzunluğunun gerektiğinden daha büyük alınması ise modelin tahmin edilecek parametre sayısındaki artışla beraber serbestlik derecesinin azalmasına neden olur. Diğer yandan bu durum testin gücünü de azaltacaktır (Harris ve Sollis, 2003).

ADF testi uygulanacak bir denklemde gecikme sayısını belirlemek için genelde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılır. Her bir k gecikme değeri için AIC ve SIC değerleri hesaplanır ve bu değerlerden en küçük değere karşılık gelen gecikme uzunluğu kabul edilir (Enders, 2010).

ADF testi tek bir birim kökün varlığını test etmek için geliştirilmiştir ve birden fazla birim kök içeren seriler için uygulandığında model kurma hatasına yol açmakta ve sonuçların güvenilirliğini azaltmaktadır. Testin bir diğer eksik yanı da serideki birim kökün sabit mi yoksa stokastik birim kök mü olduğunun ayırımında yetersiz olmasıdır (Elma, 2008; Aşık, 2003).

2.7.1.3. Phillips-Perron (PP) birim kök testi

DF ve ADF gibi testler hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyanslı olduğunu kabul eden testlerdir. Bu testler kullanılırken bu iki özelliğin sağlandığından emin olunmalıdır. Phillips-Perron (1988) ise birim kökün tespiti için parametrik olmayan yeni bir test geliştirmişlerdir ve bu yöntem DF yönteminden farklı olarak hataların dağılımında daha yumuşak davranmaktadır (Kutlar, 2009).

Phillips ve Perron (1988) hata terimlerinin otokorelasyon içermesi halinde DF testi sonuçlarının hatalı olabileceğini iddia etmektedir. Hata terimlerinin otokorelasyonlu olması halinde DF test istatistiklerine bir düzeltme faktörü ekleyerek yeni bir yöntem sunmaktadır ve sunulan kritik değerler ile DF testindeki kritik değerler aynıdır (Akdi, 2012).

PP testinde aşağıdaki regresyon denklemleri ele alınmaktadır.

$$Y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.42)$$

$$Y_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 Y_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + \varepsilon_t$$

Bu denklemde; T , gözlem sayısını, ε_t ise hata terimlerinin dağılımını ifade etmektedir ve hata terimin beklenen değeri sıfıra eşittir ($E(\varepsilon_t) = 0$). DF yönteminin aksine burada hata terimlerinin ilişkisiz ve homojen olması şartı gerekli değildir. PP testi hataların zayıf bağımlı biçimde dağılmasına izin vermektedir (Göktaş, 2005; Kutlar, 2017).

Phillips-Perron, veriyi yaratan sürecin $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ olduğu temel hipotezi altında α_0^* ve α_1^* katsayıları ile ilgili hipotezleri test etmek için test istatistikleri üretmişlerdir. Bunlardan en çok kullanılanlar;

$Z(t\alpha_1^*)$: $\alpha_1^* = 1$ hipotezinin testi için,

$Z(t\tilde{\alpha}_1)$: $\tilde{\alpha}_1 = 1$ hipotezinin testi için,

$Z(t\tilde{\alpha}_2)$: $\tilde{\alpha}_2 = 1$ hipotezinin testi için,

$Z(\emptyset_3)$: $\tilde{\alpha}_1 = 1$ ve $\tilde{\alpha}_2$ hipotezlerini test etmek için kullanılmaktadır (Çil Yavuz, 2015).

$Z(t\alpha_1^*)$ ve $Z(t\tilde{\alpha}_1)$ için aynı zamanda Dickey-Fuller için de kullanılan τ_μ ve τ_t tabloları kullanılmaktadır. $Z(\emptyset_3)$ 'nın kritik değerleri ise DF \emptyset_3 'te verilmiştir (Enders, 2010).

2.7.1.4. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS) birim kök testi

KPSS testi, ADF testi gibi bir zaman serisinde birim kökün varlığını araştıran bir testtir. Bu test, seride yer alan deterministik trendi arındırarak seriyi durağanlaştırmayı amaçlamaktadır. KPSS testinde kurulan birim kök hipotezi ADF ve PP testleri için kurulan hipotezlere nazaran daha farklıdır. Farklılık, sıfır hipotezi ile alternatif hipotezin yer değiştirmesinden kaynaklanmaktadır. KPSS testinde sıfır hipotezi serinin durağan olduğunu iddia etmekte ve bu durağanlık temelde trend durağanlığını göstermektedir.

Seriler her halükarda trendden arındırılmaktadır ve böylece trendden arındırılan serinin birim kök içermemesi aslında serinin trend durağanlığını göstermektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

KPSS testine ait hipotezler aşağıdaki gibi gösterilebilir (Çil Yavuz, 2015).

$$H_0: \sigma_u^2 = 0$$

$$H_a: \sigma_u^2 \neq 0$$

Sıfır hipotezi trend durağanlığını göstermesinden dolayı elde edilecek rassal yürüyüş hipotezine ait varyans sıfır olacaktır. H_0 temel hipotezinin testi için LM (Lagrange Çarpanı) istatistiği önerilmektedir (Kwiatkowski vd., 1992).

Y_t ($t = 1, 2, \dots, T$) serisi durağanlığı araştırılacak olan bir seri olsun. Seri; durağan hata, rassal yürüyüş ve deterministik trendin toplamı içinde ayrıştırılmaktadır. Regresyon denklemi;

$$Y_t = \beta_t + w_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.43)$$

şeklinindedir. Denkleminde yer alan β_t deterministik trendi, w_t modelin rassal yürüyüş sürecini, ε_t ise hata terimini ifade etmektedir.

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (2.44)$$

Denklemin 2.44'te yer alan $u_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ 'dur. Durağanlık hipotezi, u_t 'nin varyansının sıfır olduğunu varsaymaktadır. Diğer taraftan ε_t 'nin durağan ve $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılmaktadır. ε_t durağan varsayıldığı için temel hipotez altında Y_t serisi trend durağandır.

Kalıntıların kısmi süreç toplamı (S_t) aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.45)$$

Seride eğer deterministik trend yoksa e_t , Y_t 'nin sadece kesme üzerine regresesi ile elde edilir. Buna göre LM istatistiği;

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_e^2} \quad (2.46)$$

şeklinde hesaplanır (Sevüktekin ve Nargileçekenler, 2010).

2.7.1.5. Ng-Perron birim kök testi

Ng-Perron testi, yoğun olarak PP testlerinde görülen hata teriminin hacminde yer alan boyut dağılımı çarpıklığını düzeltmek amacıyla M-testleri olarak geliştirilmiştir. PP testinde, serilerde negatif ortalama yapısı olduğunda büyük oranda hata teriminde boyut dağılım çarpıklığı durumu gerçekleşmektedir. DF testlerinde bu durum çok önemli olmasa da yine de göz ardı edilmemektedir. Birim kök testleri otoregresif gecikme sayısının seçimi ile ilişkilidir ve bilgi kriterleri AIC ile SIC modele ilave edilen gecikmelerde minimum değer almalıdır. Bu nedenle Ng-Perron testi PP testlerinin ve AIC-SIC bilgi kriterlerini modifiye etmektedir. Bu işlemden sonra modifiye edilmiş testlere M-testi adı verilirken modifiye edilen bilgi kriterlerine de Modified Information Criteria (MIC) adı verilmiştir (Ng ve Perron, 1996, 2001).

AR(1) model yapısı ile veri üretme süreci aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.47)$$

Bu denklemde $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılmaktadır. Denklemdeki $T(\hat{\phi}_1 - 1)$ istatistiği Ng-Perron testi için önem arz etmektedir. Çünkü PP testinde de yer alan Z_α ve Z_t testleri modifiye edilmektedir (Sevüktekin ve Nargileçekenler, 2007).

Ng-Perron testi ilk olarak Z_α testini ele alıp modifiye ederek yeni bir test istatistiği geliştirmektedir ve bu teste MZ_α adını vermektedir.

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + (T/2)(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (2.48)$$

Diğer testler ise Z_t testinin düzenlenmiş hali olan MZ_t ile MSB ve MPT testleridir (Göktaş, 2005).

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} \quad (2.49)$$

$$MZ_t = MSB \times MZ_\alpha \quad (2.50)$$

Ng-Perron testindeki dördüncü ve son test ise MPT testidir. Bu test ADF-GLS testi olarak bilinen testin modifiye edilmiş halidir ve iki türlü gösterilebilmektedir.

$$MPT = [\bar{c} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 - \bar{c} T^{-1} \tilde{Y}_T^2] / S_{AR}^2 \quad (\text{sadece sabit terim varsa}) \quad (2.51)$$

$$MPT = [\bar{c} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{Y}_T^2] / S_{AR}^2 \quad (\text{hem sabit terim hem de trend varsa}) \quad (2.52)$$

MPT testinde kritik değerlerin hesaplanması simülasyonlar yardımıyla yapılmaktadır. Bu denklemlerde otoregresif spektral yoğunluk fonksiyonları kullanılarak hesaplanan tahminler tutarlı olacaktır (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Ng-Perron testinde hipotezler birbirinden farklılık göstermektedir. MZ_α ve MZ_t testlerinde sıfır hipotezi birim kökün varlığını gösterirken, MSB ve MPT testlerinde temel hipotez birim kökün yokluğunu ifade etmektedir. MZ_α ve MZ_t test istatistikleri Ng-Perron tarafından hazırlanan tablodaki kritik değerlerden küçükse seri birim kök içermektedir. MSB ve MPT test istatistiklerinin tablo değerinden küçük olması durumunda ise serinin durağan olduğu yorumu yapılmaktadır (Göktaş, 2005).

Ng-Perron testinde modifiye edilmiş bilgi kriteri aşağıdaki formülle hesaplanmaktadır.

$$MIC(p) = \ln(\sigma_p^2) + \frac{C_T(\tau_T(p)+p)}{T - k_{max}} \quad (2.53)$$

Burada $\tau_T(p) = (\hat{\sigma}_p^2)^{-1} \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=p_{max}+1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2$ ve $\hat{\sigma}_p^2 = (T - p_{max})^{-1} \sum_{t=p_{max}+1}^T \hat{\varepsilon}_{tp}^2$ olacaktır. AIC kriterinin modifiye edilmiş durumu MAIC $C_T = 2$ ve SIC bilgi kriterinin modifiye edilmiş durumu MSIC için $C_T = \ln(T - p_{max})$ alınarak bulunmaktadır (Ng ve Perron, 2001).

2.7.2. Yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri

Ekonomide politika değişikliği, kriz, dış faktörler gibi etkenlere bağlı olarak zaman içinde gerçekleşen değişimler, ekonomik göstergeler ile ilgili verilerin yapısal özelliklerini değiştirebilmektedir. Yakın geçmişteki yapılan teorik ve uygulamalı çalışmalar ile yapısal değişimlerin iktisadi büyüklüklere ilişkin zaman serilerinin ortalamasında, trendinde veya her ikisinde bir değişime yol açıp açmadığı araştırılmaktadır. Bunun sonucu olarak, yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri yerini artık yapısal kırılmalı birim kök testlerine bırakmıştır. Yapısal kırılmayı dikkate alan testlerden başlıcaları ilerleyen bölümlerde ele alınmıştır (Enders, 2010).

2.7.2.1. Perron (1989) birim kök testi

Birim kök sınamalarında genel görüş cari şokların ortaya çıkardığı etkinin geçici olduğu ve bu şokların serinin uzun dönemli hareketlerine bir etkisi olmadığı yönündedir. Ancak Nelson ve Plosser (1982) birim kök ile ilgili daha sonraları yaptığı çalışmalarda rassal şokların makroekonomik değişkenler üzerinde yarattığı etkiden dolayı gerçekleşen dalgalanmaların kalıcı etkiye sahip olduğunu ortaya çıkarmıştır (Çil Yavuz, 2015).

Perron (1989) tarafından geliştirilen bu test, veri setine ait yapısal kırılmanın döneminin bilindiği durumlarda geçerlidir ve " H_0 : Yapısal kırılma vardır." temel hipotezi altında bir yapısal kırılmaya izin verilmektedir. Perron (1989) testinde trend fonksiyonundaki kırılma noktası sabittir ve bağımsız olarak seçilmiştir (Enders, 2010).

Perron yaklaşımı, yapısal kırılma varlığında meydana gelen şokların dışsal şoklar olduklarını ve kırılma noktasının modele dışsal olarak eklenmesi gerektiğini ileri sürmektedir. Bu varsayım altında, kırılma zamanını tanımlayan dışsal değişken zaman serisine eklenerek bilinen Dickey-Fuller testinin uygulanmasıyla yapısal kırılma test edilir. Yapısal kırılma olmadığı durumda ise Dickey-Fuller testi, Perron testinden daha güçlü bir testtir (Perron, 1989).

$\{Y_t\}_0^T$ dizisinin, $T + 1$ sayıda gözlem değerine sahip olan bir Y_t serisi olduğu varsayılın ve kırılma TB ile gösterilsin. Bu seride bir yapısal kırılmanın olduğu varsayımı altında kırılma zamanı $1 < TB < T$ arasında olacaktır (Perron, 1989).

$\{Y_t\}_0^T$ dizisinin, sıfırdan farklı bir kesme ve birim kökün varlığını yansıtan bir gerçekleşme ile kayan rassal yürüyüş davranışı sergilediği görülmektedir. Kayan rassal yürüyüş süreci tekrar ele alınacak olursa;

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.54)$$

şeklinde ifade edilir. (2.54) numaralı denklemde yer alan $\{\varepsilon_t\}$, temiz-dizi sürecidir.

Perron (1989) yaklaşımında, kayan rassal yürüyüş sürecine ait üç farklı model uzantısı dikkate alınarak oluşturulan, kırılma zamanının dışsal olarak eklendiği üç model yer almaktadır.

$$\text{Model A: } y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 D(TB)_t + \varepsilon_t \quad (2.55)$$

$$\text{Model B: } y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (2.56)$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 D(TB)_t + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (2.57)$$

Burada TB ile simgelenen terim kırılma tarihini ifade etmektedir. Model A, "Crash Model" olarak tanımlanmıştır ve serinin sabitinde meydana gelen kırılmayı göstermektedir. $D(TB)_t$ ise serinin sabitindeki değişmeyi gösteren gölge değişkendir. Bu değişken $t = TB + 1$ zamanında $D(TB)_t = 1$ değerini alırken $t \neq TB + 1$ zamanında $D(TB)_t = 0$ değerini almaktadır.

Model B, "Changing Growth Model" olarak ifade edilir ve serinin trend fonksiyonunda (eğim) meydana gelen değişimi ifade etmektedir. DU_t ise eğimdeki değişimi gösteren gölge değişkendir. Bu gölge değişken $t > TB$ için $DU_t = 1$ değerini alırken, $t \leq TB$ için $DU_t = 0$ değerini almaktadır.

Model C ise hem sabitteki hem de eğimdeki değişimi ifade etmektedir (Perron, 1989).

Modellerde ifade edilen gölge değişkenler aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$D(TB)_t = \begin{cases} 1 & t = TB + 1 \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.58)$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > TB \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.59)$$

Model A ile modellenen y_t serisi; serinin sabitinde meydana gelen bir kırılma ile birim köklü olduğu temel hipotezi, serinin sabitindeki bir kırılma ile trend durağan olduğu alternatif hipotezine karşı sınıdır.

Model B ile modellenen y_t serisinde; eğimde meydana gelen bir kırılma ile birim köklü olduğu temel hipotezi, serinin eğimindeki bir kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezine karşı sınıdır.

Model C ise, serinin hem eğiminde hem de sabitinde aynı anda değişime izin vermektedir. Serinin aynı anda eğiminde ve sabitinde bir kırılma durumunda birim kök varlığını alternatif hipotezine karşın serinin sabitinde ve eğiminde bir kırılma durumuna rağmen durağan olduğu alternatif hipoteziyle sınıdır.

Perron (1989) çalışmasında, alternatif hipotezleri şu şekilde ele almıştır:

$$\text{Model A: } y_t = \mu + \beta_t + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (2.60)$$

$$\text{Model B: } y_t = \mu + \beta_t + \delta_3 DT_t^* + \varepsilon_t \quad (2.61)$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu + \beta_t + \delta_2 DU_t + \delta_3 DT_t + \varepsilon_t \quad (2.62)$$

Modellerde yer alan gölge değişken DT_t ve DT_t^* aşağıdaki gibi tanımlanır (Perron, 1989).

$$DT_t = \begin{cases} t & t > TB \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.63)$$

$$DT_t^* = \begin{cases} t - TB & t > TB \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.64)$$

Perron, birçok zaman serisinin Model A ve Model C'ye uyduğunu belirtmiştir ve bu nedenle uygulamada genellikle bu iki test tercih edilmiştir (Çil Yavuz, 2015).

2.7.2.2. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi

Zivot ve Andrews (1992), yayımladıkları makalede Perron (1989)'un dışsallık varsayımını eleştirerek, yine Perron'un verilerini kullanarak kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Zivot-Andrews'in bu çalışmasında, Perron (1989) yaklaşımındaki kırılma zamanı TB 'nin bilindiği varsayımı, kırılma zamanının bilinmediği varsayımı gibi yeniden ele alınmıştır. ZA (Zivot-Andrews) testine göre kırılma zamanının egzogen (dışsal) olarak eklenmesi hipotez testlerine ait sonuçların birim kök reddine lehine değişmektedir. Zivot-Andrews, geliştirdikleri yaklaşımda kırılma tarihinin içsel olarak belirlenmesinin veri kaybının önlediğini ve bu nedenle Perron testine göre daha üstün bir test olduğunu savunmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992).

ZA testinin uygulaması ADF birim kök testinin spesifikasyonuna dayanmaktadır. ZA testinde yer alan regresyon denklemleri mümkün olan her kırılma noktası için tahmin edilmekte ve bu yöntemde t-istatistiği kullanılmaktadır (Çil Yavuz, 2015).

ZA testinde temel hipotez; yapısal kırılma olmadığını ve eğimde birim kökün varlığını, alternatif hipotez ise trend fonksiyonunda tek bir yapısal kırılmaya izin veren trend durağan süreci ifade etmektedir.

Zivot-Andrews testinde yer alan üç model için de yokluk hipotezi aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.65)$$

Denklem 2.65'te yer alan model herhangi bir yapısal kırılmayı içermeyen ve birinci dereceden entegre olan bir kayan rassal yürüyüş modelidir.

ZA testinin uygulamasında kullanılan üç regresyon modeli aşağıda verilmiştir.

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.66)$$

$$\text{Model B: } \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.67)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.68)$$

Model A sabit terimdeki (ortalama) kırılmayı, Model B ise eğimdeki kırılmayı ifade etmektedir. Model C ise yapısal bir değişimin hem sabit (ortalama) hem de eğimi değiştirdiğini ifade eden bir denklemdir (Zivot ve Andrews, 1992).

(2.66), (2.67) ve (2.68) numaralı regresyon denklemlerinde yer alan Δ , fark operatörünü; ε_t , otokorelasyonsuz ve normal dağılımlı hata terimini; t ise zamanı $t = (1, \dots, T)$ ifade etmektedir. Eşitliğin sağında yer alan Δy_{t-i} terimi, hata terimlerinin otokorelasyonsuz olmasını sağlamak için modele dahil edilmektedir. TB kırılma noktası kabul edilerek, $\lambda = TB/T$ ve $\lambda \in [0.15, 0.85]$ 'dir. Kırılma değeri $[0.15, 0.85]$ olarak alınmaktadır.

Modelde yer alan gölge değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & \text{ise } t > TB \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.69)$$

$$DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB & \text{ise } t > TB \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.70)$$

Kırılma noktası TB 'de temel hipotezin testi için kullanılan t -istatistiğe minimum değerlidir. Zivot-Andrews testine göre birim kökün varlığı, y_{t-1} değerinin katsayısının istatistiksel açıdan anlamlılığı ile test edilmektedir. Eğer t -istatistiği, mutlak değer içinde ZA testinin kritik değerinden büyükse serinin durağan olmadığı (birim kökün varlığı) hipotezi reddedilerek serinin trend fonksiyonunda bir kırılma ile trend durağan olduğu sonucuna ulaşılır (Çil Yavuz, 2015).

Zivot-Andrews testinin uygulamasında öncelikli kullanılan model, C modelidir. DU ve DT gölge değişkenlerinin her ikisi de istatistiksel açıdan anlamlıysa Model C kullanılmaktadır. Sadece DU anlamlı ise Model A, sadece DT anlamlı ise de Model B'nin kullanımı uygundur (Zivot ve Andrews, 1992).

2.7.2.3. Christiano (1992) testi

Christiano 1992 yılında yayımladığı makalesinde Perron'un kırılma noktasını önsel olarak belirlenmesini eleştirmiş ve kırılma noktasının içsel olarak belirlenmesi gerektiğini savunmuştur. Çalışmasında savaş sonrası dönemdeki GSMH verilerinin analizlerini kullanmış ve bu analizler sonucunda gelir için trend-durağan süreçle ifade edilen küçük bir etkinin, fark-durağan süreçle ifade edilen büyük bir etkiye göre tahminler bakımından farklılıklar gösterdiğini ortaya çıkarmıştır.

Christiano (1992) çalışması sırasında iki önemli sorundan söz etmektedir. Bunlardan ilki, bir kırılmanın varlığını test ederken kullanılan kritik değerlerin, bir kırılma olmadığı sıfır hipotezinin reddedilmesi yönünde aşırı eğilimli olduğudur. Christiano, bu sorunu aşmak için bootstrap methodunu kullanarak küçük örneklem kritik değerleri elde etmiştir. Bu yöntem, trendin sabitinde veya eğiminde kırılmanın olduğu alternatif hipoteze karşı, trendde bir kırılma olmadığını ifade eden sıfır hipotezini test ederek ve F testi kullanılarak uygulanmaktadır. F istatistiği, %5 hata payıyla ilgili F tablosu kritik değerleriyle karşılaştırılmış ve %5 kritik değerlerinin olduğundan daha küçük çıktığını ve bu kırığın, serinin ortalarında olması halinde bu tablo değerinin aslında %20 hata payına denk gelen kritik değer olduğunu tespit etmiştir. Fakat bu kritik değerlerin hesaplanmasında kırılma döneminin herhangi bir önsel bilgi olmadan bağımsız olarak seçildiği varsayılması başka bir sorun yaratmıştır.

İkinci bir sorun ise uygulamada kırılmayı test etmek için veri ile ilgili önsel bir bilgi olmadan bir kırılma zamanın seçilememesidir. Christiano (1992) bu sorunun çözümünde, verinin ön test tahminlerini yansıtmak için kritik değerlerin dönüştürülmesi gerektiğini ama bunun pek kolay olmadığını ifade etmektedir. Bu işlemin zor olmasının nedeni, uygulamada kullanılacak faktörlerin kırılma zamanının belirlenmesi için, bilgisayarda programlanabilen özellikli bir algoritmaya dönüştürmenin zorluğudur. Christiano bu sorunun üstesinden gelmek için de bir çözüm yolu bulmuş ve kendi algoritmasını geliştirerek kritik değerler üzerindeki etkinin ne denli büyük olabileceğini göstermiştir.

Christiano (1992) testindeki temel hipotez, GSMH serisinde bir kırılma olmadığı yönündedir. 1948:1-1987:4 dönemlerini kapsayan çalışmada kullanılan regresyon modelleri TS (Trend Stationary) ve DS (Difference Stationary) olarak adlandırılmıştır.

$$\text{TS modeli :} \quad Y_t = \alpha + \beta \cdot T + \sum_{l=1}^k \phi_l \cdot Y_{t-l} + \varepsilon_t \quad (2.71)$$

$$\text{DS modeli :} \quad \Delta Y_t = \beta + \sum_{l=1}^k \phi_l \cdot \Delta Y_{t-l} + \varepsilon_t \quad (2.72)$$

k , bağımsız değişkene ait gecikme sayısı olmak üzere hata terimlerinin i.i.d olduğu varsayılmaktadır. k değeri bulunurken Akaike (1973) ve Schwarz (1978) kriterleri kullanılmaktadır.

Kırıkların tespiti için $i = 3, \dots, T - 2$ olmak üzere,

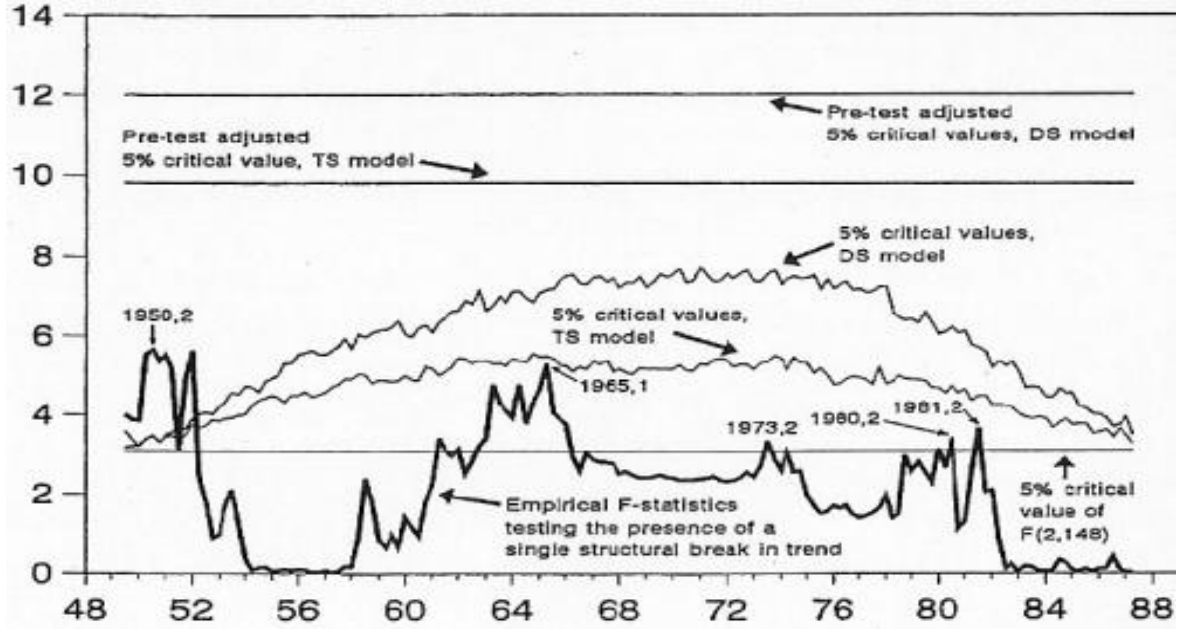
$$Y_t = \alpha + \theta \cdot d_t^i + \beta \cdot T + \gamma \cdot d_t^i \cdot T + \sum_{l=1}^k \phi_l \cdot Y_{t-l} + \varepsilon_t \quad (2.73)$$

şeklinde bir regresyon modeli oluşturulmuştur. Burada,

$$\begin{aligned} d_t^i &= 0 & t &= 1, 2, \dots, i - 1 \\ d_t^i &= 1 & t &= i, i + 1, \dots, T \end{aligned} \quad (2.74)$$

olarak tanımlanmıştır. $t = 0, -1$ başlangıç koşuludur ve i . regresyon modeli, i . dönemde sabitte ve eğimde kırılmaya izin vermektedir. $t = i$ döneminde kırılma olup olmadığını araştırmak için kurulan sıfır hipotezi $H_0: \theta = \gamma = 0$ şeklindedir ve F istatistiğini

göstermektedir. Christiano (1992), $i = 3, \dots, T - 2$ için F_3, \dots, F_{T-2} istatistiklerini hesaplamış ve elde ettiği F istatistiklerini bir grafik haline getirmiştir.



Şekil 2.5. Christiano (1992) sonuç grafiği

Şekil 2.5 incelendiğinde, Christiano'nun 1950:2, 1965:1, 1973:2, 1980:2 ve 1981:2 olmak üzere beş farklı maksimum F istatistiğine ulaştığı görülmektedir. DS ve TS modellerine ait değerlerin F dağılımına ait kritik değerlerin üzerinde olduğu görülmektedir.

Christiano (1992)'nin belirlediği ve belirli dönemler arasında F_{max} ile ifade edilen aşağıdaki denklem ile F istatistiği hesaplanmaktadır.

$$F = \frac{(\sum \varepsilon_R^2 - \sum \varepsilon_{untr}^2) / q}{\sum \varepsilon_{untr}^2 / sd_{untr}} \quad (2.75)$$

Christiano'ya göre, Denklem 2.75 yardımıyla hesaplanan maksimum F istatistiği ile MinSig şeklinde ifade edilen test istatistikleri arasındaki en küçük anlamlılık düzeyini veren noktalar, kırılma zamanı olarak incelenmesi gereken noktalardır.

2.7.2.4. Perron-Vogelsang (1992) birim kök testi

Perron ve Vogelsang (1992) makalelerinde, ortalamada bir yapısal değişime izin veren ve kırılma döneminin bilinmediği bir test geliştirmişlerdir. Makalede, kırılma döneminin dışsal olarak modele dahil edildiği Perron (1989)'un aksine kırılma döneminin içsel olarak kabul edilebileceğini belirtilmiştir. PV (1992)'ye göre bu yaklaşımın asıl amacı yapısal değişikliği değil, birim kökü test etmektir. Kırılma dönemi seçilirken ise olasılıklı tüm kırılma dönemleri arasından en küçük t -istatistiği değerini veren kırılma noktasının, kırılma dönemi olarak kabul edilmesini önermektedirler.

PV (1992), bu çalışmada iki model tipinden bahsetmektedirler. İlk kırılma tipi, ani bir değişikliği ifade ederken ikinci model ise bir dönem boyunca süregelen değişikliği içermektedir. Bu modeller sırasıyla Toplamsal Aykırı Değer (Additive Outlier) ve Yenilikçi Aykırı Değer (Innovational Outlier) olarak adlandırılmıştır.

- **Toplamsal aykırı değer (Additive-Outlier (AO)) modeli**

PV (1992) tarafından önerilen modellerden ilki Additive-Outlier modelidir. Bu model, serininin ortalamasında meydana gelen yapısal kırılmanın ani bir şekilde gerçekleştiği durumlarda önerilmektedir. Birim kökün varlığı sıfır hipotezi altında model,

$$Y_t = \delta D(TB)_t + Y_{t-1} + w_t \quad t = 2, \dots, T \quad (2.76)$$

olarak ifade edilmiştir.

Modelde yer alan gölge değişkenler ise,

$$D(TB)_t = \begin{cases} 1 & t = T_b + 1 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad (2.77)$$

olarak verilmiştir.

Denklem 2.76'daki sıfır hipotezinde yer alan $Y_1 = Y(1)$ hem sabit katsayı hem de rassal değişken olarak kabul edilmektedir. $\{w_t\}$ hata terimi; durağan ve ARMA(p,q) sürecine sahiptir. $A^*(L)w_t = B(L)e_t$ ve $e_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 'dir. $A^*(L)$ ve $B(L)$; sırasıyla p . ve q . dereceden, birim çemberin dışına düşen polinomlardır. Denklem 2.76'da yer alan model altında, serinin ortalaması, kırılma noktası TB 'ye kadar $Y(1)$ iken TB 'den sonra $Y(1) + \delta$ olacaktır.

Alternatif hipotez altında ise, Y_t serisi birim kök içermemektedir.

$$Y_t = c + \delta DU_t + v_t \quad t = 2, \dots, T \quad (2.78)$$

Alternatif hipoteze ait modelde yer alan gölge değişkenler,

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > TB \\ 0 & dd \end{cases} \quad (2.79)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Alternatif hipotezde, hata terimi $\{v_t\}$, ARMA(p+1,q) sürecine çevrilebilen bir süreç olarak ifade edilmiştir. Serinin ortalaması, TB kırılma noktasına kadar c , kırılma noktasından sonra ise $c + \delta$ 'dir. PV (1992) testinde, $c = Y(1)$ ve $A(L) = (1 - L)A^*(L)$ olduğu zaman temel hipotez (Denklem 2.76), alternatif hipotezin (Denklem 2.78) özel hali olmaktadır.

Perron-Vogelsang (1992) yaklaşımında, TB kırılma zamanının belli bir dönemi için iki adımlı bir yöntem izlenmektedir. İlk olarak Denklem 2.80 tahmin edilerek seri deterministik kısımdan arındırılmaktadır.

$$Y_t = \mu + \delta DU_t + \tilde{Y}_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2.80)$$

Sonrasında ise $\alpha = 1$ değeri için, t-istatistiği kullanılarak Denklem 2.81'deki regresyon denklemi kullanılmaktadır.

$$\tilde{Y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_i D(TB)_{t-i} + \alpha \tilde{Y}_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{Y}_{t-i} + e_t \quad t = k+2, \dots, T \quad (2.81)$$

$H_0: \alpha = 1$ hipotezinin testi için, (2.81) numaralı denklemden elde edilen t -istatistiği $t_{\tilde{\alpha}}(AO, T_B, k)$ olarak belirtilmiştir. k ; gecikme sayısı, T_B ; kırılma dönemi ve AO ; Additive-Outlier modeli için kullanılan iki adımlı prosedürü göstermektedir.

- **Yenilikçi aykırı değer (Innovational-Outlier (IO)) modeli**

IO modelinde serinin sabitinde meydana gelen değişimin yavaş yavaş, kademeli olduğu varsayılmaktadır.

Birim kökün varlığı sıfır hipotezi altında model aşağıda gösterilmiştir.

$$Y_t = Y_{t-1} + \psi(L)(e_t + \theta D(TB)_t) \quad t = 2, \dots, T \quad (2.82)$$

Denklem 2.82'de yer alan $\psi(L) = A^*(L)^{-1}B(L)$, AO modelinin sıfır hipotezinde tanımlanan $A^*(L)$ ve $B(L)$ ile hata fonksiyonunun hareketli ortalama gösterimidir. θ ; ortalamadaki değişimin ani etkisini, $\psi(1)\theta$ ise uzun dönem etkisini ifade etmektedir.

Alternatif hipotez ise,

$$Y_t = \alpha + (L)(e_t + \delta DU_t) \quad t = 2, \dots, T \quad (2.83)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Alternatif hipotezde; δ , ortalamadaki değişimin ani etkisini, $\delta\phi(1)$ ise uzun dönem etkisini ifade etmektedir.

PV (1992) test yaklaşımında, IO için verilen sıfır hipotezi ve alternatif hipotez, sonlu dereceden otoregresif model ile aşağıdaki gibi yuvarlanabilmektedir.

$$Y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad t = k+2, \dots, T \quad (2.84)$$

$H_0: \alpha = 1$ hipotezini test etmek için kullanılan t -istatistiği T_B ve k 'nin değerleri için $t_{\alpha}(IO, T_B, k)$ 'dir.

T_B ve k değerlerinin bilinmemesinden dolayı Perron ve Vogelsang bu değerlerin belirlenmesine yönelik bazı yöntemler önermişlerdir.

Kırılma zamanı T_B 'nin seçimindeki yöntemlerden ilkinde kırılma döneminin bilinmediği varsayımı kabul görmektedir. Diğer yöntem ise; (2.80) numaralı regresyon denklemindeki AO model ve (2.84) numaralı regresyon denklemindeki IO model için $\delta = 0$ 'ın testinde t -istatistiğini minimize edecek T_B değerinin seçimidir.

PV (1992), T_B 'nin seçiminde kullanılan iki prosedür için, k gecikme uzunluğunun bulunmasında kullanılacak farklı yöntemler önermişlerdir. Bunlardan ilkinde k , T örneklem boyutunun sabit bir fonksiyonu olarak kabul edilmektedir. Bu yöntem, örneklem uzunluğunun seçiminde veriden bağımsız bir süreç izlenmektedir. Bu yöntem için t -istatistiği $t_{\alpha}(i, j, \bar{k})$ ($i = AO, IO; j = T_B^*, T_B(\hat{\delta})$) şeklinde ifade edilir.

Perron ve Vogelsang (1992)'in önerdiği diğer bir yöntem, T_b 'nin herhangi bir veri değeri için, β anlamlılık sabitinde birinci derece otoregresif modelde, son eklenen gecikmeli değişkenin istatistiksel anlamlılığını sağlayan ve en büyük otokorelasyon katsayısını anlamsız yapan, ilave edilmiş gecikmeli değişken sayısı, maksimum k değeri olarak alınmaktadır ve bu değer k_{max} olarak adlandırılmaktadır. Bu yöntemde k 'nin seçimi için, AR(p) sürecinde; $i = p$ için ($c_i \neq 0$) ve $i > p$ için ($c_i = 0$) koşulunun sağlanması gerekmektedir. Bu yöntemde kullanılan test istatistiği ise $t_{\alpha}(i, j, k(t))$ ($i = AO, IO; j = T_B^*, T_B(\hat{\delta})$) şeklinde ifade edilmektedir.

Perron ve Vogelsang (1992)'in önerdiği üçüncü bir yöntem ise F istatistiğine dayalı bir yöntemdir. Bu yöntemdeki ilk adımda k 'nin maksimum değeri olan k_{max} değeri belirlenir. Belirlenen k_{max} ve maksimum değerlerin bir eksik değeri için (k_{max}, k_{max-1}) tahminler yapılır. Belirlenen k_{max} değerinin anlamlılığını sınamak için F testi kullanılır. Eğer k_{max} için anlamlılık sağlanmışsa uygun k değerine ulaşılmış olur. Eğer anlamlılık elde edilmemişse, ilave edilen gecikmelerin anlamsız olduğu sıfır hipotezinin reddi

sağlanana kadar ya da $k = 0$ oluncaya kadar gecikme uzunluğu bir bir azaltılarak $(k_{max-1}, k_{max-2}, k_{max-3}, \dots, 0)$ işlemlere devam edilir. Bu yöntem için t -istatistiği $t_{\tilde{a}}(i, j, k(F))$ ($i = AO, IO; j = T_B^*, T_B(\hat{\delta})$) şeklinde ifade edilmektedir.

Gecikme uzunluğu k 'nın belirlenmesindeki son yöntemde ise veriye bağlı bir süreç gösterilmektedir. Burada, $H_0: \alpha = 1$ altında, t -istatistiği hesaplanmakta ve t -istatistiğini minimum yapan gecikme uzunluğu k^* kabul edilir. Bu yöntem için t -istatistiği ise $t_{\tilde{a}}(i, j, k^*) = \inf_{k \in (0, k_{max})} t_{\tilde{a}}(i, j, k)$ ($i = AO, IO; j = T_B^*, T_B(\hat{\delta})$) şeklinde ifade edilmektedir (Perron ve Vogelsang, 1992).

2.7.2.5. Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi

Lumsdaine ve Papell 1997 yılında yayımladıkları makalelerinde veriyi yaratan sürecin modellenmesinde tek yapısal kırılmanın her zaman yeterli olmadığı ve birden fazla yapısal kırılmanın varlığı halinde tek yapısal kırılmalı testleri kullanmanın bilgi kaybına yol açtığını ileri sürerek bu testi geliştirmişlerdir. LP (Lumsdaine-Papell) testi, Zivot-Andrews testinin iki yapısal kırılma için geliştirilmiş halidir (Lumsdaine ve Papell, 1997).

LP (1997) birim kök testinde, seride yapısal kırılmanın olmadığı birim kök varlığını gösteren temel hipotezi, serinin trend fonksiyonunda iki farklı zamanda meydana gelen yapısal kırılmayla trend durağan alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır.

Hem ortalamada hem de trendde iki kırılmaya izin veren LP birim kök testi aşağıdaki denklemlerin tahminlerine dayanmaktadır.

Model AA (2.85)

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Model CA (2.86)

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Model CC (2.87)

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Model AA, ortalamada iki kırılmaya izin vermektedir. Model CA, trend fonksiyonunun hem sabitinde hem de eğimde bir yapısal kırılmaya izin verirken ikinci kırılmaya sadece trend fonksiyonunun sabitinde izin vermektedir (*TB1* ve *TB2* sırasıyla birinci ve ikinci kırılma). Model CC ise hem sabitte hem de eğimde iki yapısal kırılmaya izin vermektedir.

Modellere ait gölge değişkenler,

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & t > TB1 \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.88)$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1 & t > TB2 \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.89)$$

$$DT1_t = \begin{cases} T - TB1 & t > TB1 \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.90)$$

$$DT2_t = \begin{cases} T - TB2 & t > TB2 \text{ ise} \\ 0, & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad (2.91)$$

olarak tanımlanmaktadır.

$DU1_t$ ve $DU2_t$ gölge değişkenleri, $TB1$ ve $TB2$ zamanlarında sabitte meydana gelen yapısal değişimleri tespit etmektedir. Diğer iki gölge değişken $DT1_t$ ve $DT2_t$ ise $TB1$ ve $TB2$ zamanlarında trend değişkenindeki kaymaları belirlemek için modele eklenmiştir.

Lumsdaine-Papell testinin Zivot-Andrews testi ile arasındaki ilişki;

Model CC'de yer alan $DU2_t$ ve $DT2_t$ gölge değişkenlerinin modelden çıkarılması halinde, model ZA testindeki C modeline indirgenmiş olur. $DU2_t$ ve $DT2_t$ gölge değişkenlerinin yanı sıra $DT1_t$ gölge değişkeni çıkarılırsa ZA testindeki Model A, $DU1_t$ çıkarılırsa da Model B elde edilmiş olacaktır (Lumsdaine ve Papell, 1997).

LP testinde tahmin ediciler ve test istatistikleri; $k_0 = [T, \delta_0]$, $k_1 \neq k_2$ ve $k_1 \neq k_2 + 1$ koşullarını sağlamak üzere, $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ için farklı $[k_1, k_2]$ çiftlerinin hesaplanmasıyla elde edilmektedir. δ_1 ve δ_2 , serinin kırılan parçalarını göstermektedir ($\delta_1 = TB1/T$ ve $\delta_2 = TB2/T$). $0 \leq \delta_0 \leq \delta_1$ ve $\delta_2 \leq (1 - \delta_0) \leq 1$ kısıtlamaları getirilerek katsayılardaki değişimin uç noktalara düşmesi engellenmektedir. δ_0 değeri 0.01 olarak seçilir ve kırılma değeri $k_0 = (T\delta_0)$ 'e göre belirlenir (Çil Yavuz, 2015).

LP birim kök testinde temel hipotez $\alpha = 0$ şeklinde ifade edilir ve test istatistiği bu hipoteze ait t -istatistiğidir. Hesaplanan t -istatistiği, LP tarafından tablolaştırılmış kritik değerden büyük ise birim kök temel hipotezi reddedilir, seri iki yapısal kırılma ile trend durağandır (Lumsdaine ve Papell, 1997).

Lumsdaine-Papell testinin dayandığı modellerde (AA, CA, CC) en uygun gecikme uzunluğu, Ng-Perron (1995) tarafından önerilen genelden özele yaklaşımı (t -testi) ile belirlenmektedir. Gecikme uzunluğu k , maksimum 8'e kadar çeşitlilik göstermektedir (Çil Yavuz, 2015).

2.7.2.6. Perron (1997) birim kök testi

Perron, 1989 yılında yayımladığı, serilerin sabit ve/veya eğimlerinde bir değişim olduğunda birçok makroekonomik zaman serisinin deterministik trend fonksiyonu etrafında durağan olabileceği şeklinde ifade ettiği çalışmasını inceleyerek yeni bir yaklaşım ortaya atmıştır. Bu yüzden, Perron (1997) için, Perron (1989)'un bir tamamlayıcısı olduğu ifadesi kullanılabilir. Perron (1997) birim kök testinin test istatistikleri standart Dickey-Fuller sürecine farklı sabit ve eğimler için gölge değişkenler dahil edilerek

oluşturulmuştur. Perron (1997) yaklaşımı, Perron (1989)'da olduğu gibi bir yapısal kırılmaya izin vermektedir.

Daha önce değinilen Perron (1989) yaklaşımında kırılma döneminin dışsal olarak belirlenmesi başta Christiano (1992) ve Zivot-Andrews (1992) olmak üzere bir çok makalede eleştirilmiştir. Perron (1997) çalışmasında ise Perron (1998)'den farklı olarak kırılma zamanını içsel olarak belirlenmektedir (Perron, 1997).

Perron (1997) yaklaşımında, başlangıç kırılma zamanı olarak birim kök sıfır hipotezi test edilir ve tüm olası kırılma dönemleri arasından t-istatistiğini minimize eden kırılma dönemi seçilir. Aynı zamanda da trend fonksiyonunda kullanılan gölge değişkenlerin parametreleri için alternatif kırılma dönemlerinde hesaplanan olası t-istatistikleri arasından t-istatistiğini minimize eden dönem, kırılma dönemi olarak belirlenir (Sevüktekin ve Çınar, 2017).

Perron (1997) yaklaşımında, Perron (1989) testinde olduğu gibi üç model üzerinde durmuştur. Bunlardan ilki, Innovational Outlier (IO) Modeli olarak adlandırılan Model 1'dir. Bu model, sıfır hipotezi ve alternatif hipotez altında sadece sabit terimde değişimlere izin vermektedir ve değişimin kademeli olarak gerçekleştiği varsayılmaktadır. T_B , trend fonksiyonunda meydana gelen değişim zamanı olmak üzere;

Model 1

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_B)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.92)$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad \text{ve} \quad D(T_B)_t = \begin{cases} 1 & t = T_B + 1 \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

olarak ifade edilmektedir. Model 1' de, $\alpha = 1$ için t-istatistiği hesaplanarak birim kök testi sınaması yapılmaktadır.

İkinci model olan Model 2 ise T_B kırılma zamanında trend fonksiyonunun hem sabitinde hem de eğiminde bir kırılmaya izin vermektedir. Bu model;

Model 2

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_B)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.93)$$

olarak, gölge değişken ise;

$$DT_t = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

şeklinde ifade edilmektedir. $\alpha = 1$ şeklindeki sıfır hipotezi yine t -istatistiği hesaplanarak sınanmaktadır.

Üçüncü model olan Model 3 ise sadece eğimde bir değişime izin vermektedir ve değişimin hızlı olduğu varsayılmaktadır. Bu model, Perron (1989) yaklaşımındaki Additive-Outlier (AO) olarak adlandırılan modele karşılık gelmektedir. Bu modelde iki adımlı bir yöntem kullanılmaktadır. İlk olarak aşağıdaki regresyon kullanılarak seri trenden arındırılır.

Model 3 (1. Adım)

$$Y_t = \mu + \beta_t + \gamma DT_t^* + \tilde{Y}_t \quad (2.94)$$

Burada,

$$DT_t^* = \begin{cases} 1 - T_B & t > T_B \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

olarak ifade edilmektedir. Sonrasında $\alpha = 1$ için t -istatistiği kullanılarak aşağıda yer alan regresyon denklemi tahmin edilir.

Model 3 (2. Adım)

$$\tilde{Y}_t = \alpha \tilde{Y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{Y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.95)$$

Bu regresyonlarda, T_B kırılma zamanı ve k gecikme uzunluğu bilinmediği varsayılmaktadır. Modellerde $\alpha = 1$ sıfır hipotezini test etmek için kullanılan istatistikler $t_{\hat{\alpha}}(i, T_B, k)$ ve $(i = 1, 2, 3)$ şeklinde belirtilmektedir.

Perron (1997)'de T_B kırılma zamanının endojen (içsel) olarak belirlenmesinde iki yaklaşım kullanılmaktadır. İlk yaklaşımda T_B , $\alpha = 1$ testi için t-istatistiği minimum olan değer seçilir. Yani $i = 1, 2, 3$ için $t_{\hat{\alpha}}^*(i) = \text{Min}_{T_B \in (k+1, T)} t_{\hat{\alpha}}(i, T_B, k)$ şeklinde belirlenir. Model 1 ve Model 3 için test istatistiklerinin asimptotik dağılımlarını gösteren kritik değerler ve sonraki aşamalar Zivot-Andrews (1992) testindeki gibidir.

İkinci yaklaşımda T_B 'nin seçimi ya Model 1'deki sabit terimde değişimi ifade eden parametrenin t-istatistiğini ($t_{\hat{\theta}}$) ya da Model 2 ve Model 3 için eğimdeki değişimi ifade eden parametrenin t-istatistiğini ($t_{\hat{\gamma}}$) minimize eden değer seçilir. O halde $t_{\hat{\theta}}$ ve $t_{\hat{\gamma}}$ değerlerini mutlak değerce maksimum yapan değeri veren kırılma zamanı olarak seçilir.

Perron (1997) yaklaşımında gecikme uzunluğu k 'nin seçiminde iki yaklaşım öne sürülmüştür. İlk yaklaşımda, son olarak tahmin edilen otoregresyon parametrelerinin anlamlılıklarını dikkate alan genelden-özele yaklaşımdır. Bu yöntemde uygun gecikme sayısı k^* olarak adlandırılır. k^* dereceden otoregresyonda son gecikmelerdeki katsayılar bireysel olarak anlamlı, k^* 'dan büyük dereceli otoregresyon gecikmelerindeki katsayılar ise anlamsızdır ve bu durum *t-sig* olarak ifade edilmektedir. Son gecikmelerin anlamlılığını araştırmak için asimptotik normal dağılıma dayalı %10 anlamlılık düzeyinde çift taraflı normal dağılım testi kullanılmaktadır. Perron (1997) gecikme uzunluğunu belirlerken, AIC (Akaike Bilgi Kriteri) gibi bilgi kriterlerine dayanan metotlardan daha çok, genelden-özele metodunu kullanmayı tercih etmiştir.

İkinci yaklaşımda ise gecikme sayısı belirlenirken Said ve Dickey (1984)'ten esinlenilmiştir. SD (1984) son ilave edilen gecikmelerin tahmin edilen parametreler üzerindeki anlamlılıklarını sınamak için bileşik F-testinden faydalanmışlardır. Bu yöntemde öncelik olarak maksimum gecikme uzunluğu k_{max} seçilir. Daha sonra k_{max} ve k_{max-1} ile otoregresyon tahmin edilir. Gecikmelerin anlamlılığı %10 anlamlılık düzeyinde F-testi ile yapılır. Eğer sınanan gecikmeler istatistiksel olarak anlamlı ise k değeri bu

maksimum değer olarak alınır. Eğer sınama sonucunda anlamlılık sağlanmıyorsa $k_{max} - 2$ ile gecikme tahmin edilir. Son eklenen gecikmelerin anlamsızlığı reddedilinceye kadar k gecikme uzunluğu birer birer azaltılarak işleme devam edilir. $F - sig$ olarak adlandırılan bu yöntemde, uygulama çalışmalarında alt sınır $k = 1$ olarak kabul edilir (Perron, 1997).

2.7.2.7. Lee-Strazicich (2003) birim kök testi

Lee ve Strazicich, 2003 yılındaki çalışmalarında iki yapısal kırılmaya izin veren ve yapısal kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği bir test önermişlerdir.

LS testi, sıfır hipotezin kurulumu yönünden Zivot-Andrews (1992) ve Lumsdaine-Papell (1997) testlerinden farklılık göstermektedir. ZA ve LP testleri, sıfır hipotezlerinde yapısal kırılma olmaksızın birim kökün varlığına dayanmaktadır. Lee ve Strazicich ise, ZA ve LP birim kök testlerinde ifade edilen "yapısal kırılmalı durağan" alternatif hipotezinin, sıfır hipotezi "yapısal kırılma olmaksızın birim kökün varlığı" şeklinde olmasını eleştirmişlerdir. Lee ve Strazicich'e göre alternatif hipotez "yapısal kırılmalı durağan" ise sıfır hipotezi "yapısal kırılmalı birim kökün varlığı" şeklinde olmalıdır. Aynı zamanda sıfır hipotezinde reddedilen varlığın "birim kökün" değil de "yapısal kırılma olmayan birim kök" anlamına geldiğini ifade etmektedirler (Lee ve Strazicich, 2003).

Uygulama çalışmalarında yorum farklılıklarına dikkat edilmesi gerekmektedir. Sıfır hipotezin reddedilmesi, kırılmalar ile fark durağan bir serinin, yapılan yanlış yorumlama sonucu, yapısal kırılmalı trend durağan bir seri olduğunun kabul edilmesine yol açabilir (Yılcıncı, 2009).

Lee ve Strazicich tüm bu sorunları ortadan kaldırmak için Schmidt ve Phillips tarafından önerilen ve Lagrange çarpanı (LM) temeline dayanan Lee-Strazicich birim kök testini geliştirmişlerdir. LS testinde veri yaratma süreci,

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.96)$$

şeklinindedir. Burada Z_t , veri yaratma süreci ile tanımlanan dışsal değişkenler $Z = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ vektörü ve $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ özelliklerine sahip kalıntılardır.

$$Z = [1, t, D_{it}, D_{it}]', \quad i = 1, 2 \text{ için}$$

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & t \geq T_{Bi} + 1 \text{ ise} \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

$$Z = [1, t, D_{it}, D_{it}, DT_{it}, DT_{it}]', \quad i = 1, 2 \text{ için}$$

$$D_{it} = \begin{cases} t - T_{Bi} & t \geq T_{Bi} + 1 \text{ ise} \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases}$$

T_B kırılma zamanı olmak üzere; Model A, sabitte tek kırılmaya; Model AA, sabitte iki kırılmaya; Model C, hem sabitte hem eğimde tek kırılmaya; Model CC ise sabitte ve eğimde iki kırılmaya izin vermektedir.

Model CC için temel hipotez ve alternatif hipotez aşağıda verilmiştir.

$$H_0: Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.97)$$

$$H_a: Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \omega_1 DT_{1t} + \omega_2 DT_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (2.98)$$

Lee ve Strazicich, Lagrange çarpanı test istatistiğini elde etmek için aşağıdaki regresyondan faydalanmıştır.

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + u_t \quad (2.99)$$

Burada, $\tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\Psi} - Z_t \tilde{\delta}$ ve $t = 2, \dots, T$ 'dir. \tilde{S}_t denklemi ile trendden arındırılmış seriler elde edilmektedir. $\tilde{\delta}$ ise ΔY_t 'nin ΔZ_t üzerine regresyonundan elde edilen katsayıları ifade etmektedir. $\tilde{\Psi}$ değeri, $Y_t - Z_t \tilde{\delta}$ eşitliğinden elde edilmekte olup Y_1 ve Z_1 , Y_t ve Z_t 'nin ilk gözlemlerini ifade etmektedir. LS testinde birim kök temel hipotezi $\phi = 0$ şeklinde gösterilir ve LM test istatistiği,

$$\phi = 0 \text{ temel hipotezi için, } \tilde{\tau} = t - \text{istatistiği}$$

şeklindedir.

İki kırılmaya ait zamanı içsel olarak belirlemek için, $(\lambda_i = \frac{T_{Bi}}{T}) \quad i = 1,2$ işlemleri sonucunda LM test istatistiği aşağıdaki gibidir (Lee ve Strazicich, 2003).

$$LM_\tau = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (2.100)$$

Kırılma tarihleri belirlenirken t -test istatistiklerini minimize eden noktalar kullanılır. Hesaplanan test istatistiği ile kritik değer karşılaştırılır ve test istatistiği, kritik değerden daha küçükse yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilemez. Kritik değerler, kırılma sayılarına göre Lee ve Strazicich çalışmalarından elde edilir. İki yapısal kırılmalı LM birim kök testi için Lee ve Strazicich (2003), tek yapısal kırılmalı LM birim kök testi içinse Lee ve Strazicich (2004) çalışmaları incelenmelidir (Çil Yavuz, 2015).

2.7.3. Kırılma sayısının belirlenmesi için Bai-Perron testi

Bai ve Perron (1998,2003) tarafından çoklu kırılmaların tespiti için geliştirilen bu test, en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen doğrusal regresyon modelinde bilinmeyen kırılma zamanlarının belirlenmesi amacıyla kullanılmaktadır. Bai-Perron testine ait bilinmeyen tarihlerdeki m sayıdaki kırılma için oluşturulan model aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned} Y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_1 + \varepsilon_t & t = 1, \dots, T_1 \\ Y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_2 + \varepsilon_t & t = T_1 + 1, \dots, T_2 \\ &\vdots \\ Y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_t & t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad j = 1, \dots, m \end{aligned} \quad (2.101)$$

Denklem 2.101'de yer alan x_t' ve z_t' sırasıyla $p \times 1$ ile $q \times 1$ boyutlu bağımsız değişkenler vektörü, β ve δ_j katsayılar vektörü, ε_t ise saf hata terimidir. $T_0 = 0$ ve $T_{m+1} = T$ olmak üzere, T_1, T_2, \dots, T_m bilinmeyen kırılma noktalarıdır. Bai-Perron testindeki temel amaç, T sayıda gözlem y_t, x_t' ve z_t' 'nin değerlerinin bilindiği varsayımı altında, bilinmeyen regresyon katsayıları $(\beta, \delta_1, \dots, \delta_m)$ ve kırılma tarihlerini (T_1, T_2, \dots, T_m) birlikte tahmin etmektir. β değerinin değişime uğramaması ve örneklemin tamamı kullanılarak etkin bir şekilde tahmin edilmesi bakımından model, kısmi bir yapısal değişim modelidir.

Modelde ele alınan tahmin yöntemi en küçük karelere dayanmaktadır. (T_j) ile ifade edilen her bir m parça için β ve δ_j en küçük kareler tahminleri, artık kareler toplamı minimize edilerek $\sum_{t=1}^{m+1} \sum_{t=T_{t-1}}^{T_j} [y_t - x'_t \beta - z'_t \delta_j]^2$ hesaplanır ve tahmin edilen sonuçlar $\hat{\beta}\{T_j\}$, $\hat{\delta}\{T_j\}$ ile ifade edilir. Tahmini değerlere amaç fonksiyonunda yer verilerek ve artıkların karelerinin toplamı $S_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ ile gösterilerek, tahmini kırılma noktaları $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m)$ aşağıdaki gibi bulunur (Bai ve Perron, 1998, 2003).

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, T_2, \dots, T_m} S_T(T_1, T_2, \dots, T_m) \quad (2.102)$$

Bai ve Perron kırılma sayısını belirlemek amacıyla üç test istatistiği önermişlerdir. Bunlar; $SupF_T(k)$, çift maksimum testleri UD_{max} ile WD_{max} ve ardışık $SupF_T(l + 1/l)$. Bu test istatistiklerinden $SupF_T(k)$, kırılmanın olmadığı sıfır hipotezini, k sayıdaki kırılmanın varlığı alternatif hipotezine karşı sınamaktadır. UD_{max} ile WD_{max} test istatistikleri, kırılmanın olmadığı sıfır hipotezini, sayısı bilinmeyen kırılma varlığını ifade eden alternatif hipotezine karşı test etmektedir. Ardışık $SupF_T(l + 1/l)$ test istatistiği ise diğerlerinden farklı sıfır hipotezinde kırılmanın varlığını ifade etmektedir ve l sayıdaki kırılmanın varlığı temel hipotezini, $l + 1$ sayıda kırılma olduğu alternatif hipotezine karşı sınamaktadır.

Bai ve Perron'a göre üç test istatistiği arasından öncelikle $SupF_T(k)$ ve UD_{max} ile WD_{max} test istatistiklerine göre yapısal kırılmanın varlığı incelenmelidir. İnceleme sonucunda, eğer bu test istatistiklerinin alternatif hipotezinde yer alan yapısal kırılmanın varlığı durumu reddedilemezse, en az bir kırılma olduğu sonucuna ulaşılır. İki ve daha fazla sayıda kırılma test edilecek olursa ardışık $SupF_T(l + 1/l)$ test istatistiği kullanılmalıdır. Bu şekilde yapısal kırılmanın varlığı incelenirken özelden genele doğru bir yol izlenir.

Bai ve Perron, çok sayıda kırılmanın sayısını belirlemek için üç tane bilgi kriteri önermiştir. İlki Yao (1988) tarafından geliştirilen Bayesian Bilgi Kriteri (BIC), diğeri Liu vd. (1994) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş Schwarz Bilgi Kriteri'dir ve LWZ kriteri olarak adlandırılmaktadır. Son olarak Bai-Perron (2003) tarafından geliştirilen, kırılmaların ardışık tahminlerinin kullanılmasıyla $SupF_T(l + 1/l)$ testinin ardışık

uygulanmasına dayanan ardışık bilgi kriteridir. Bai ve Perron'a göre kırılma sayısının belirlenmesinde kullanılan bu üç bilgi kriterinden en güvenilir olanı ardışık bilgi kriteridir.

Bai ve Perron tarafından geliştirilen test istatistiklerine ait asimptotik dağılımlar, verinin trendsiz olduğu varsayımına göre şekillenmektedir. Verinin trend içermesi durumunda ise asimptotik dağılım farklılaşmasına rağmen iki dağılımın da kuyruk davranışları birbirine benzemektedir. Bu sayede Bai ve Perron'a ait kritik değerler veride trend olmadığı durumuna göre tablollaştırılmasına rağmen, verinin trend içermesi durumunda da kullanılabilir (Çil Yavuz, 2015).

3. BULGULAR VE TARTIŞMA

3.1. Çalışmanın Konusu ve Amacı

Çalışmada öncelikle, yapısal kırılmayı dikkate almayan/alan birim kök testleri kullanılarak değişkenlerin durağanlıkları araştırılmıştır. Durağanlık sınamaları; literatürde yaygın olarak kullanılan, yapısal kırılmayı dikkate almayan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (ZA), Perron (1997), Lee-Strazicich (2003) ve Lumsdaine-Papell (LP) birim kök testleri kullanılarak yapılmıştır. Durağan-dışı elde edilen serilerin durağan hale getirilmesi işleminden sonra Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi (MBÖNCÜ) bağımlı değişken olmak üzere, bağımsız değişkenler ile regresyon denklemi oluşturulmuştur. Oluşturulan modele CUSUM Square ve CHOW testleri uygulanarak regresyon denkleminde meydana gelen yapısal kırılmalar incelenmiş ve belirlenen yapısal kırılma tarihleri ile Türkiye'nin yakın zamanda maruz kaldığı kriz dönemleri arasındaki ilişki araştırılmıştır.

3.2. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada, bağımlı ve bağımsız değişkenler için 1995Q1-2018Q4 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır. Veriler; Türkiye Bankalar Birliği, OECD Data internet sitesi ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden alınmıştır. Değişimlerin daha net görülebilmesi için verilerin logaritması hesaplanmış ve seriler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Çalışmalarda ham verilerin yerine logaritması alınmış ve mevsimsel etkilerden arındırılmış seriler kullanılmıştır. Analizlerde; EViews 11, Stata 12 ve WinRATS 10 programları kullanılmıştır.

3.3. Uygulamada Kullanılan Değişkenler

Çalışmada kullanılan değişkenler Çizelge 3.1’de gösterilmiştir.

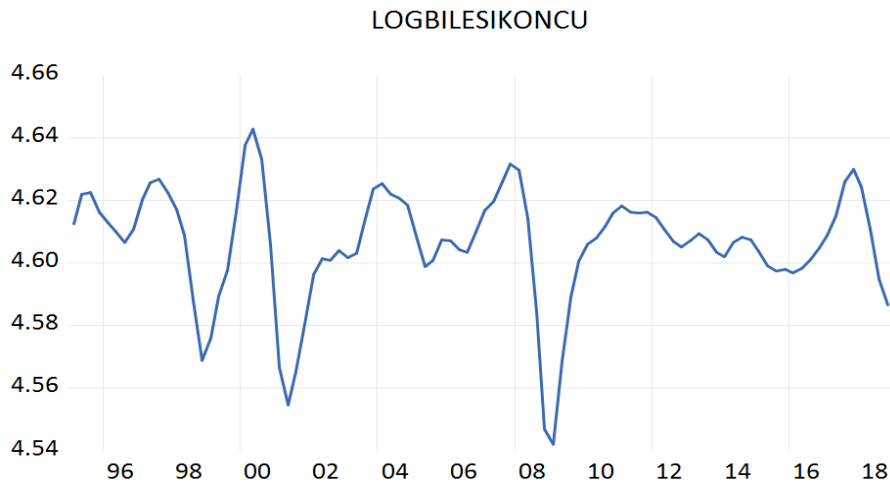
Çizelge 3.1. Çalışmada kullanılan değişkenler

Bağımsız Değişken	Bağımlı değişken
Bist100 Endeksi	Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi (MBÖNCÜ)
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	
Verilen Tüketici Kredileri	
Tüketici Fiyat Endeksi(TÜFE)	
USD Kuru	
Gayri Safi Yurtiçi Hasıla(GSYH)	

Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi: İlk olarak 1970’lerde geliştirilen Bileşik Öncü Göstergeler Sistemi (MBÖNCÜ), ekonomik faaliyetteki dönüm noktalarının erken sinyallerini vermek için tasarlanmıştır. Herhangi bir ülke için MBÖNCÜ, gelecekteki dönüm noktalarının güçlü bir sinyalini veren bir dizi seçilmiş ekonomik göstergeden oluşmaktadır. Dolayısıyla; MBÖNCÜ, ekonomik krizleri tanımak ve öngörmek için en uygun ve önemli değişkenlerden biri olarak tanımlanmaktadır (Celebi ve Hönig, 2019).

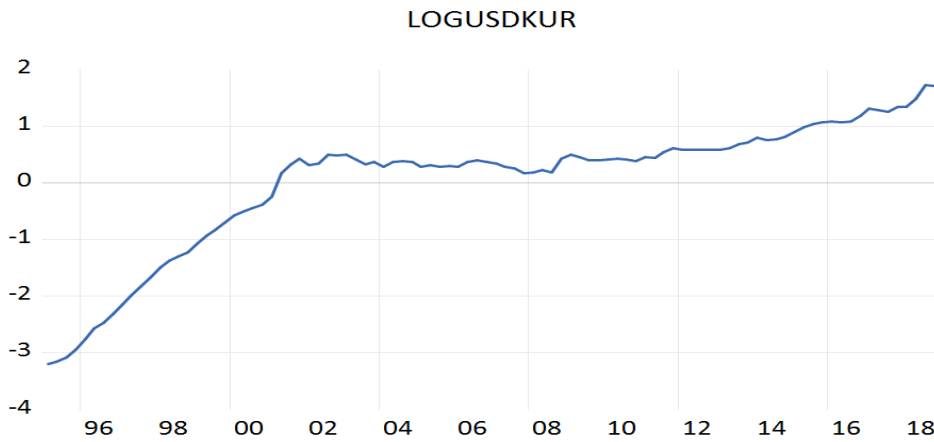
Logaritmik Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serisi Şekil 3.1’de gösterilmiştir.

Şekil 3.1. Logaritmik bileşik öncü göstergeler endeksi grafiği



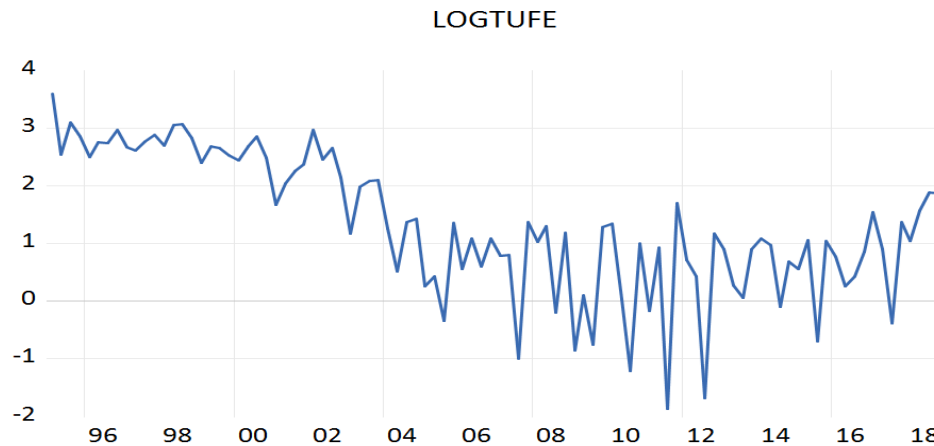
Amerikan Dolar Kuru: Dünyada en yaygın kullanılan döviz olan USD Kuru, uluslararası ticarete de başı çekmektedir. Türk parası karşısında yapısında meydana gelen keskin ve uzun dönemli kalıcı değişimlerle dikkat çeken kur, finansal serilerin analizlerinde bağımlı/bağımsız değişken olarak sıkça kullanılmaktadır. Değişken olarak, USD/TL çeyrek dönemlik değerleri alınmıştır. USD kuruna ait grafik Şekil 3.2’de gösterilmiştir.

Şekil 3.2. Logaritmik USD kuru serisi grafiği



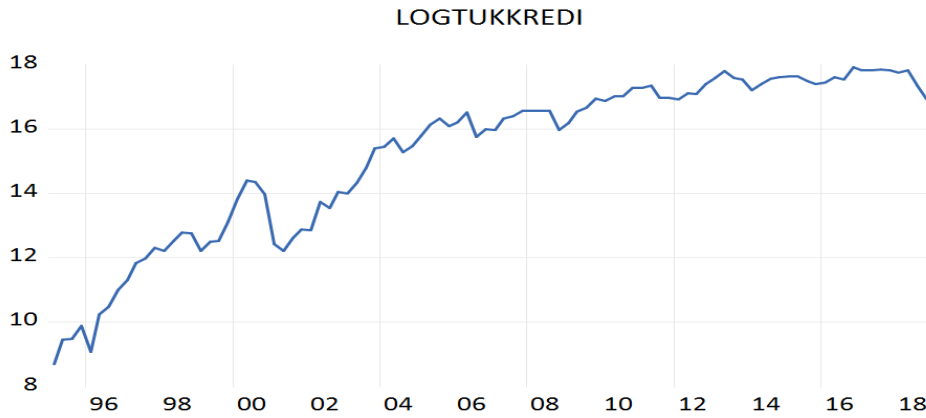
Tüketici Fiyat Endeksi(TÜFE): Tüketici tarafından satın alınan mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki değişiklikleri ölçen Tüketici Fiyat Endeksi(TÜFE); enflasyon, kira artışlarının ayarlanması gibi hesaplamalarda temel alınmaktadır. Değişken olarak, TÜFE’ye ait çeyrek dönem yüzde değişimleri kullanılmıştır. TÜFE grafiği Şekil 3.3’te yer almaktadır.

Şekil 3.3. Logaritmik TÜFE serisi grafiği



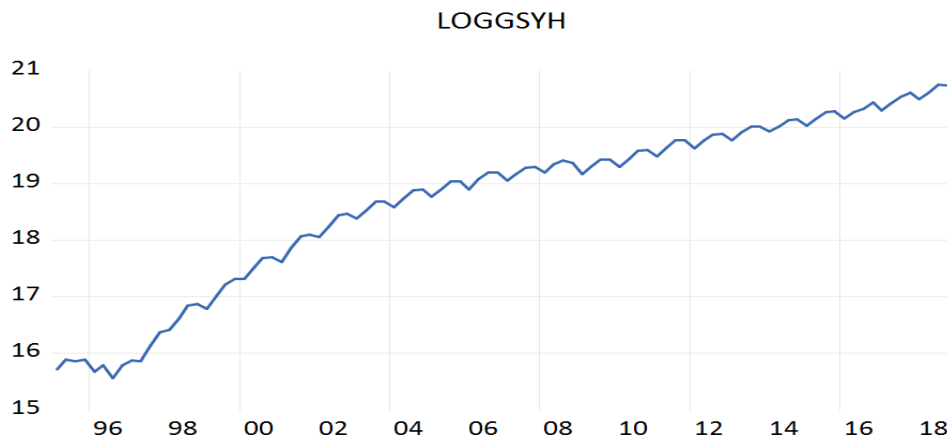
Verilen Tüketici Kredileri: Bağımsız değişken olarak kullanılan tüketiciye verilen krediler, ekonominin durgunluk ve refah dönemlerinde farklılıklar gösterdiği için bağımlı değişken olan Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi ile bir ilişki içinde olabileceği düşünülmüştür. Değişken olarak, bu seriye ait TL cinsinden çeyrek dönemlik miktarlar kullanılmıştır. Seriyeye ait grafik Şekil 3.4'te yer almaktadır.

Şekil 3.4. Logaritmik verilen tüketici kredileri serisi grafiği



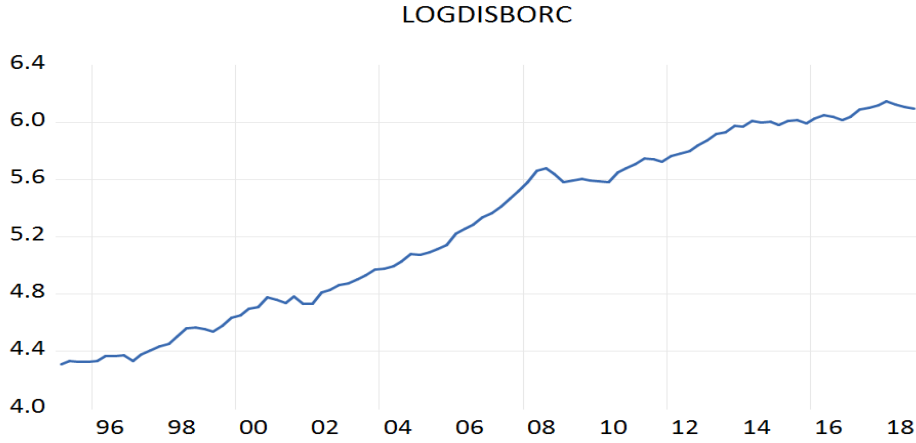
Gayri Safi Yurtiçi Hasıla(GSYH): Bir ülkenin ekonomik olarak büyüklüğünü belirlemek için kullanılan ölçütlerden biri olan GSYH, o ülkede faaliyet gösteren yabancı yatırımcıları da dikkate alarak üretilen mal ve hizmetlerin para birimi cinsinden değerini ifade etmektedir. Değişken olarak; Türkiye'ye ait cari fiyatlarla ve gelir yöntemiyle hesaplanan çeyrek dönemlik ve milyar(\$)' cinsinden GSYH serisi kullanılmıştır. GSYH serisine ait grafik Şekil 3.5'te gösterilmiştir.

Şekil 3.5. Logaritmik GSYH serisi grafiği



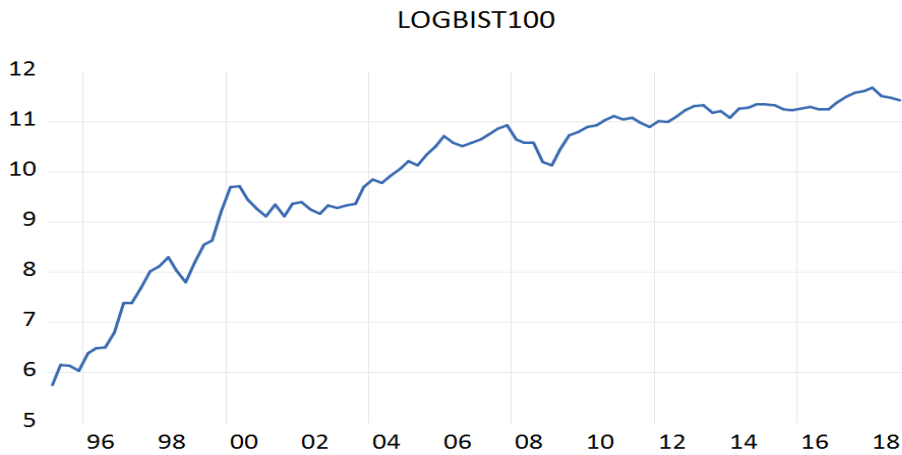
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu: Ekonominin durgunluk ve refah dönemlerinde değişiklikler gösteren bir diğer değişken ülkelere ait brüt dış borç stoğu değişkenidir. Finansal verilerin analizinde sık kullanılan bu değişken, çeyrek dönemlik ve milyar(\$) olarak ele alınmıştır. Seriyeye ait grafik Şekil 3.6'da yer almaktadır.

Şekil 3.6. Logaritmik Türkiye brüt dış borç serisi grafiği



Bist100 Endeksi: Durgunluk/kriz dönemlerinde şoklara maruz kalabilen bir diğer değişken de Bist100 değişkenidir. İşlem hacmi ve piyasa değeri açısından en üst seviyede yer alan 100 hisse senedinin performans ölçümünde kullanılan bir gösterge olan endeks, ekonometrik verilerin analizinde bağımlı/bağımsız değişken olarak sıkça kullanılmaktadır. Endekse ait, çeyrek dönemlik veriler kullanılmış ve seriyeye ait grafik Şekil 3.7'de gösterilmiştir.

Şekil 3.7. Logaritmik Bist100 endeksi serisi grafiği



3.4. Uygulama

Serilerin durağanlığı, yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinden önce standart birim kök testleri ile analiz edilmiştir. Bu amaçla literatürde yaygın olarak kullanılan ADF, PP ve KPSS testlerinden yararlanılmıştır.

Logaritması alınmış değişkenler, mevsimsel etkilerden arındırıldıktan sonra trend ve sabit terim içeren modeller kullanılarak standart birim kök testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Çizelge 3.2’de gösterilmiştir.

Çizelge 3.2. ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçları

	ADF (düzey)		PP (düzey)		KPSS (düzey)	
	Test ist.	Kritik değer	Test ist.	Kritik değer	Test ist.	Kritik değer
Bist100	-3.227996[5] (0.0856)	-3.460516	-2.55431[1] (0.3021)	-3.457808	0.272489[7]	0.146000
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	-1.16664[1] (0.9111)	-3.458326	-1.069549[3] (0.9281)	-3.457808	0.188537[7]	0.146000
GSYH	-3.935003**[8] (0.0146)	-3.462292	-1.150747[5] (0.9141)	-3.457808	0.288008[7]	0.146000
Verilen Tüketici Kredileri	-1.310199[8] (0.8789)	-3.462292	-2.021662[5] (0.5819)	-3.457808	0.291119[7]	0.146000
TÜFE	-0.600004[3] (0.9994)	-3.462292	-6.48661**[2] (0.000)	-3.457808	0.341460[5]	0.146000
USD Kuru	-3.25198[1] (0.0809)	-3.458326	-3.040917[3] (0.1269)	-3.457808	0.233737[7]	0.146000
Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi	-3.909892**[7] (0.0156)	-3.461686	-2.88970[0] (0.1708)	-3.457808	0.042582**[5]	0.146000

-ADF testinde köşeli parantez içinde yer alan değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından hesaplanan gecikme değerlerini göstermektedir.

-PP ve KPSS testlerinde tahmin modeli olarak Bartlett Kernel, bant genişliği yöntemi olarak Newey-West kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler bant genişliğini ifade etmektedir.

-KPSS testinde LM-istatistiği kullanılmıştır.

** 0,05 düzeyinde anlamlı.

ADF ve PP testlerinde temel hipotez birim kökün varlığını ifade ederken, KPSS testinde temel hipotez durağanlığı ifade etmektedir. Bu bilgiler ışığında;

Bist100, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu, Verilen Tüketici Kredileri ve USD Kuru değişkenleri her üç yapısal kırılmayı dikkate almayan yöntemle de durağan-dışı olarak elde edilmiştir. ADF ve KPSS testlerine göre Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serisi durağan olarak elde edilmiştir. ADF testine göre GSYH, PP testine göre ise TÜFE serisi durağan olarak elde edilmiştir.

Durağan-dışı sürece sahip serileri durağanlaştırma amacıyla serilerin 1.farkları alınmış ve bulgular Çizelge 3.3'te gösterilmiştir.

Çizelge 3.3. Serilerin birinci farkları alınarak elde edilen sonuçlar

	ADF		PP		KPSS	
	Test ist.	Kritik değer	Test ist.	Kritik değer	Test ist.	Kritik değer
D(Bist100)	-5.959207[0] (0.0000)	-3.460516	-8.229139[2] (0.0000)	-3.458326	0.065297[0]	0.146000
D(Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu)	-7.930322[0] (0.0000)	-3.458326	-1.069549[0] (0.0000)	-3.458326	0.1300312[2]	0.146000
D(GSYH)	-3.424902[8] (0.0548)	-3.462912**	-11.09579[5] (0.0000)	-3.458326	0.221835[4]	0.146000**
D(Verilen Tüketici Kredileri)	-4.762240[6] (0.0011)	-3.461686	-9.958881[6] (0.0000)	-3.458326	0.054821[8]	0.146000
D(TÜFE)	-4.231307[7] (0.0061)	-3.462292	-35.88179[17] (0.0001)	-3.458326	0.136063[5]	0.146000
D(USD Kuru)	-6.402250[0] (0.0000)	-3.458326	-6.402250[0] (0.0000)	-3.458326	0.315338[4]	0.146000**
D(Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi)	-6.640039[5] (0.0000)	-3.461094	-3.350227[9] (0.0646)**	-3.458326	0.022157[1]	0.146000

-ADF testinde köşeli parantez içinde yer alan değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından hesaplanan gecikme değerlerini göstermektedir.

-PP ve KPSS testlerinde tahmin modeli olarak Bartlett Kernel, bant genişliği yöntemi olarak Newey-West kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler bant genişliğini ifade etmektedir.

-KPSS testinde LM-istatistiği kullanılmıştır.

** 0,05 düzeyinde durağan.

Serilerin 1.derece farkları alındıktan sonra ADF test sonuçları incelendiğinde GSYH serisi hariç tüm serilerin durağan bir görüntü sergilediği görülmektedir.

1.derece fark alma işleminden sonra PP test istatistikleri incelendiğinde, bağımlı değişken olan Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi'nin hala durağan-dışı bir sürece sahip olduğu görülmektedir. MBÖNCÜ değişkeninin 2. derece farkı alındığında ise test sonucunda durağan bir süreç izlediği tespit edilmiştir.

Serilerin 1.derece farkları alındıktan sonra KPSS test sonuçları incelendiğinde ise GSYH ve USD Kuru serilerine ait test istatistikleri, kritik değer olan 0.146000'dan büyük olarak elde edilmiştir. Bu serilerin 1. derece fark alma işlemiyle dahi durağanlaşmadığı, ancak 2.derece fark alma işlemi sonrasında durağan bir sürece sahip olduğu görülmüştür.

3.4.1. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi uygulaması

Zivot ve Andrews, kırılma tarihinin önsel olarak belirlendiği varsayımını reddederek içsel olarak belirlendiği yaklaşımını kabul etmektedir. ZA testinde kırılma tarihini tespit etmek için her muhtemel kırılma tarihi için farklı gölge değişken kullanılarak EKK yöntemiyle regresyon modeli oluşturulmakta ve işlem sonucunda uygun kırılma tarihine karar verilmektedir.

Öncelikle bu serilerde hangi modelin kullanılacağına dair test yapılır ve gölge değişkenlerinin anlamlılığına bakılır. Eğer DU değişkeni anlamlı, DT değişkeni anlamsız bulunursa Model A kullanılmaktadır. Sadece DT değişkeninin anlamlı bulunması durumunda Model B, her iki değişkenin de anlamlı bulunması durumunda ise Model C kullanılmaktadır.

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Model A})$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Model B})$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Model C})$$

Model A sabitte, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de sabitte meydana gelen yapısal değişimi ifade etmektedir.

Bist100 Endeksi, Verilen Tüketici Kredileri ve USD Kuru serilerine ait gölge değişkenlerden sadece **DU** değişkeni anlamlı bulunduğu için bu seriler için Model A tercih edilmiştir. Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu ve Tüketici Fiyat Endeksi serileri için her iki gölge değişken de anlamlı olarak elde edildiği için Model C tercih edilmiştir.

Çizelge 3.4. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi sonuçları

Zivot-Andrews Birim Kök Testi		
Bist100 (Model A)	Temel hipotez: LBIST100 serisi, sabitte yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 5	
	Kırılma tarihi(T_B): 2003Q4	
	Zivot-Andrews test istatistiği	-3.927192
	Kritik değer(%5)	-4.80
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu (Model C)	Temel hipotez: LDISBORC serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 1	
	Kırılma tarihi(T_B): 2006Q1	
	Zivot-Andrews test istatistiği	-3.935011
	Kritik değer(%5)	-5.08
GSYH (Model C)	Temel hipotez: LGSYH serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 8	
	Kırılma tarihi(T_B): 2001Q2	
	Zivot-Andrews test istatistiği	-4.645143
	Kritik değer(%5)	-5.08
Verilen Tüketici Kredileri (model A)	Temel hipotez: LKREDI serisi, sabitte yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 8	
	Kırılma tarihi(T_B): 2003Q2	
	Zivot-Andrews test istatistiği	-4.540453
	Kritik değer(%5)	-4.80

Çizelge 3.4. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi sonuçları(devamı)

TÜFE (Model C)	Temel hipotez: LTUFE serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 8	
	Kırılma tarihi(T_B): 2009Q1	
	Zivot-Andrews test istatistiği	-2.839275
	Kritik değer(%5)	-5.08
USD Kuru (Model A)	Temel hipotez: LUSDKUR serisi, sabitte yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 1	
	Kırılma tarihi(T_B): 2006Q3	
	Zivot-Andrews test istatistiği	-3.799115
	Kritik değer(%5)	-4.80
Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi (Model C)	Temel hipotez: LMBONCU serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 7	
	Kırılma tarihi(T_B): 2003Q2	
	Zivot-Andrews test istatistiği	-4.589434
	Kritik değer(%5)	-5.08

Zivot-Andrews birim kök testi sonuçları Çizelge 3.4'te gösterilmektedir. Hesaplanan minimum t -istatistiği değerleri %5 anlamlılık düzeyine göre değerlendirilmiştir. Test istatistiği değerleri, Ek Açıklama-A, Ek Açıklama-B ve Ek Açıklama-C ile gösterilen Zivot-Andrews (1992) kritik değerleriyle karşılaştırılmış ve bu değerlerin, kritik tablo değerlerinden mutlak değerce büyük olması durumunda belirlenen tarihlerde meydana gelen kırılmayla durağan olduğu alternatif hipotezler kabul edilmiştir. Dolayısıyla yapısal kırılma olmadan seride birim kökün varlığını gösteren temel hipotezler reddedilmiştir.

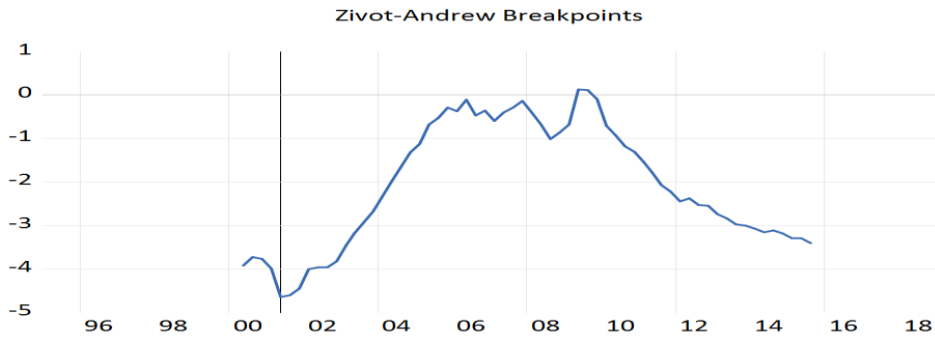
Yapılan analizler sonucunda serilerin tamamının test istatistiği, kritik değerlerden mutlak değerce küçük olarak elde edilmiştir. Bu sonuçlara göre belirtilen tarihlerde meydana gelen yapısal kırılmayla durağan oldukları alternatif hipotezi reddedilerek yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını ifade eden temel hipotezleri kabul görmüştür. Serilere ait Zivot-Andrews testi grafikleri sonraki bölümde verilmiştir.



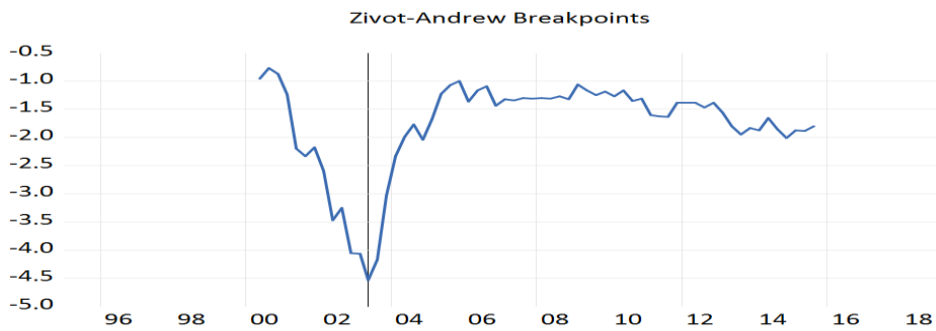
Şekil 3.8. Bist100 serisi için Zivot-Andrews test grafiği



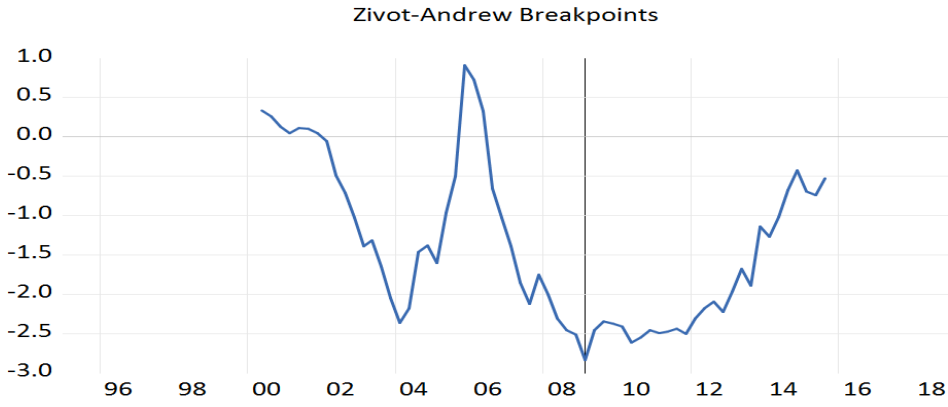
Şekil 3.9. Türkiye brüt dış borç stoğu serisi için Zivot-Andrews test grafiği



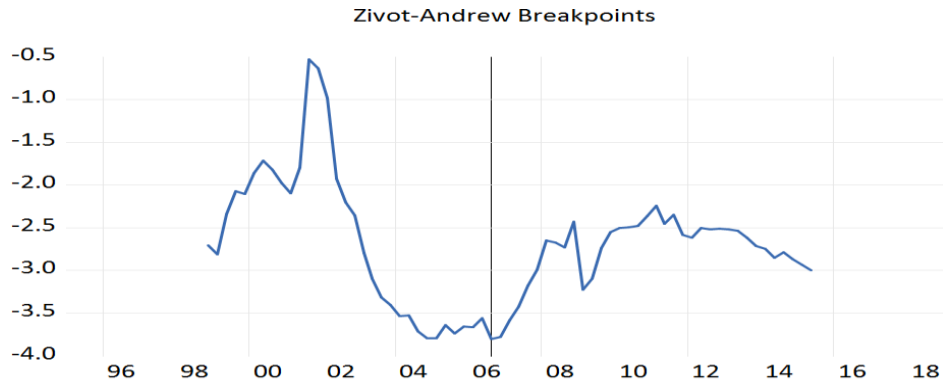
Şekil 3.10. GSYH serisi için Zivot-Andrews test grafiği



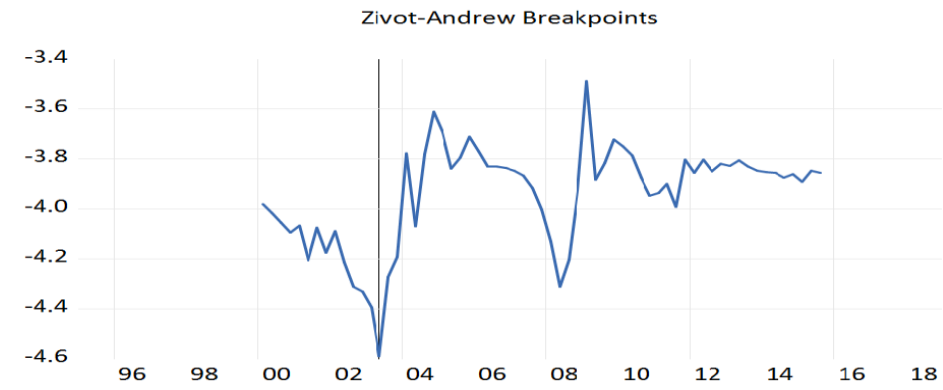
Şekil 3.11. Tüketicilere verilen krediler serisi için Zivot-Andrews test grafiği



Şekil 3.12. TÜFE serisi için Zivot-Andrews test grafiği



Şekil 3.13. USD kur serisi için Zivot-Andrews test grafiği



Şekil 3.14. Bileşik öncü göstergeler endeksi serisi için Zivot-Andrews test grafiği

Çalışmada kullanılan değişkenlerin Zivot-Andrews (1992) birim kök testiyle analiz edilmeleri sonrasında; kırılma tarihi, gecikme uzunluğu ve durağanlıklarına ait sonuçlar Çizelge 3.5’te özet şeklinde gösterilmiştir.

Çizelge 3.5. Zivot-Andrews testine ait bulgular özeti

Değişkenler	T_B^*	k^{**}	Sonuç
Bist100 Endeksi (Model A)	2003Q4	5	Birim kök var
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu (Model C)	2006Q1	1	Birim kök var
GSYH (Model C)	2001Q2	8	Birim kök var
Verilen Tüketici Kredileri (Model A)	2003Q2	8	Birim kök var
TÜFE (Model C)	2009Q1	8	Birim kök var
USD Kuru (Model A)	2006Q3	1	Birim kök var
BİLEŞİK ÖNCÜ (Model C)	2003Q2	7	Birim kök var

**Akaike Bilgi Kriteri tarafından hesaplanan gecikmeler

*Testin belirlediği yapısal kırılma

3.4.2. Perron (1997) birim kök testi uygulaması

Perron(1997), zaman serisindeki tek bir kırılmanın varlığını araştıran bir yaklaşımdır ve kırılma zamanı endojen(içsel) olarak belirlenmektedir. Kırılma dönemi seçimi, tıpkı ZA yaklaşımında olduğu gibi temel hipotezin sınanmasında en küçük t -istatistiğini veren seçimin yapılmasıyla sağlanmaktadır. Gecikme uzunluğu ise seçiminde ise istatistiksel olarak anlamlı olan katsayıya sahip son gecikmenin uygun gecikme olduğu yolu izlenmiştir. Perron(1997) birim kök testinde, ZA yaklaşımındaki hem sabitte hem de eğimde yapısal kırılmaya imkân sağlayan C modelinden hareket edilmiştir.

Perron (1997) testinde; hesaplanan t -istatistik değeri, %5 anlamlılık düzeyinde, kritik değerinden mutlak değerce büyük olması durumunda yapısal kırılmalı birim kökü olduğu temel hipotezi reddedilerek belirtilen tarihteki kırılmayla birlikte durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmiştir.

Perron (1997) yaklaşımında yer alan 3 farklı modelden; Model 1, sabitteki yapısal değişimi, Model 2; hem sabitteki hem de eğimdeki yapısal değişimi, Model 3 ise sadece eğimdeki yapısal değişimi dikkate almaktadır. Model 2, hem sabitteki hem de eğimdeki değişimi dikkate aldığından çalışmalarda Model 2 incelenmiştir.

Çizelge 3.6. Perron (1997) birim kök testi sonuçları

Perron Birim Kök Testi		
Bist100 Endeksi	Temel hipotez: LBIST100 serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 5	
	Kırılma tarihi(T_B): 2007Q4	
	Perron Birim Kök Testi t -istatistiği	-3.455159
	Kritik değer(%5)	-5.59
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	Temel hipotez: LDISBORC serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 0	
	Kırılma tarihi(T_B): 2005Q4	
	Perron Birim Kök Testi t -istatistiği	-3.576569
	Kritik değer(%5)	-5.59
GSYH	Temel hipotez: LGSYH, eğimde ve sabitte yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 7	
	Kırılma tarihi(T_B): 2001Q1	
	Perron Birim Kök Testi t -istatistiği	-5.414425
	Kritik değer(%5)	-5.59
Verilen Tüketici Kredileri	Temel hipotez: LKREDI serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 0	
	Kırılma tarihi(T_B): 2003Q2	
	Perron Birim Kök Testi t -istatistiği	-3.803697
	Kritik değer(%5)	-5.59
TÜFE	Temel hipotez: LTUFE, eğimde ve sabitte yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 4	
	Kırılma tarihi(T_B): 2008Q4	
	Perron Birim Kök Testi t -istatistiği	-3.613346
	Kritik değer(%5)	-5.59

Çizelge 3.6. Perron (1997) birim kök testi sonuçları (devam)

USD Kuru	Temel hipotez: LUSDKUR serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 1	
	Kırılma tarihi(T_B): 1998Q4	
	Perron Birim Kök Testi t -istatistiği	-3.121876
	Kritik değer(%5)	-5.59
Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi	Temel hipotez: LMBONCU serisi, eğimde ve sabitte yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Gecikme uzunluğu(k): 5	
	Kırılma tarihi(T_B): 2003Q1	
	Perron Birim Kök Testi t -istatistiği	-5.725988
	Kritik değer(%5)	-5.59

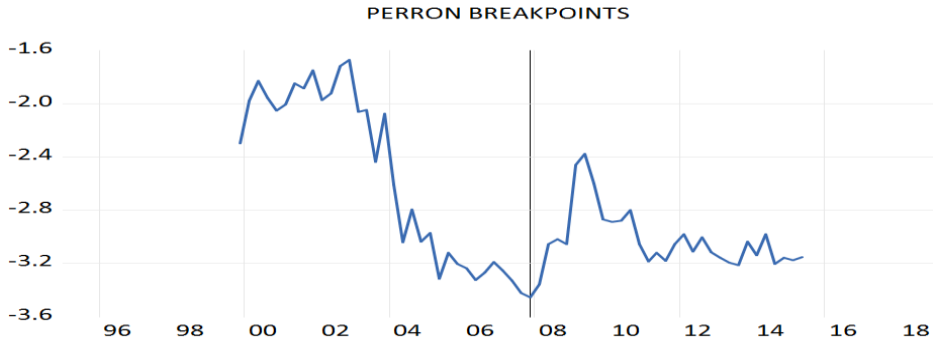
Model 2: %1 (-6,32), %5 (-5,59), %10 (-5,29)

Gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri tarafından hesaplanmıştır.

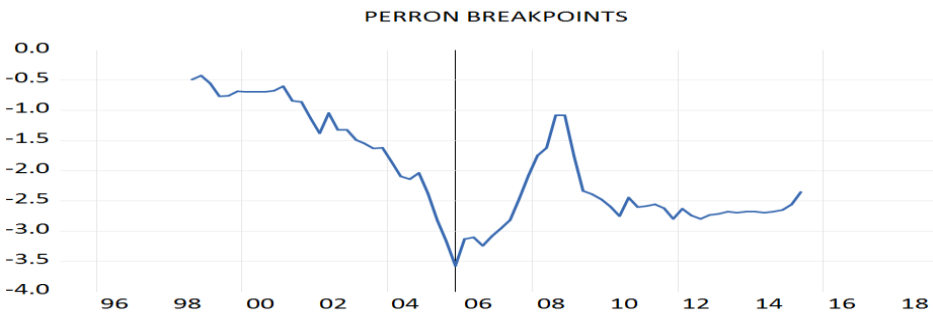
Perron(1997) birim kök testi sonuçları Çizelge 3.6'da gösterilmektedir. Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serisinin hesaplanan test istatistiği değeri, Ek Açıklama-D ile gösterilen Perron(1997) birim kök testi %5 kritik değerlerinden mutlak değerce büyük olduğu için temel hipotez reddedilir. Dolayısıyla MBÖNCÜ serisi, belirlenen yapısal kırılma noktasında durmaktadır.

Serinin diğer değişkenleri; Bist100 Endeksi, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu, GSYH, Verilen Tüketici Krediler, TÜFE ve USD Kuru için hesaplanan kritik değerler, Perron (1997) %5 kritik değerlerinden mutlak değerce küçük oldukları için hipotez reddedilemez. Yapısal kırılma noktalarında birim köke sahiptirler. Bist100 için 2007Q4 döneminde, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu için 2005Q4 döneminde, GSYH için 2001Q1 döneminde, Verilen Tüketici Kredileri için 2003Q2 döneminde, TÜFE için 2008Q4 döneminde ve son olarak USD Kuru serisi için 1998Q4 döneminde meydana gelen kırılmayla birlikte yapısal kırılmalı birim kök sürecine sahip oldukları söylenebilir.

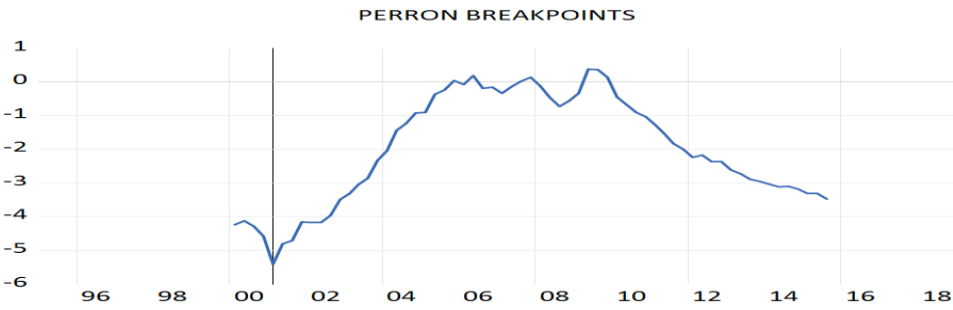
Serilere ait Perron (1997) birim kök testi grafikleri sonraki kısımda şekillerde verilmiştir.



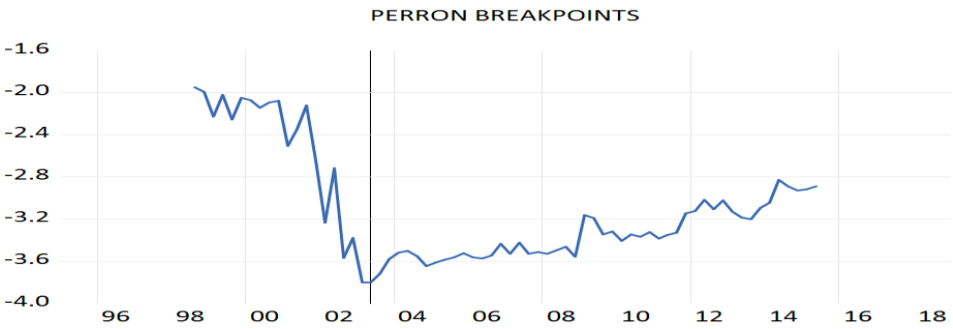
Şekil 3.15. Bist100 serisi için Perron(1997) test grafiği



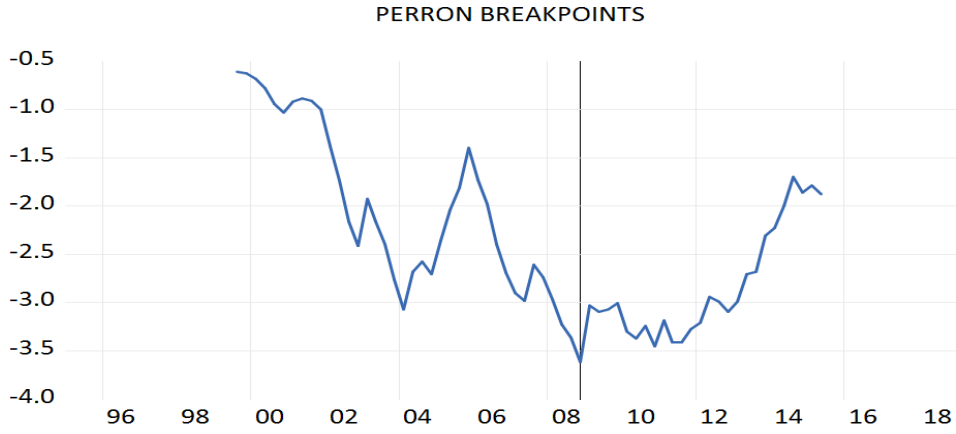
Şekil 3.16. Türkiye brüt dış borç stoğu serisi için Perron(1997) test grafiği



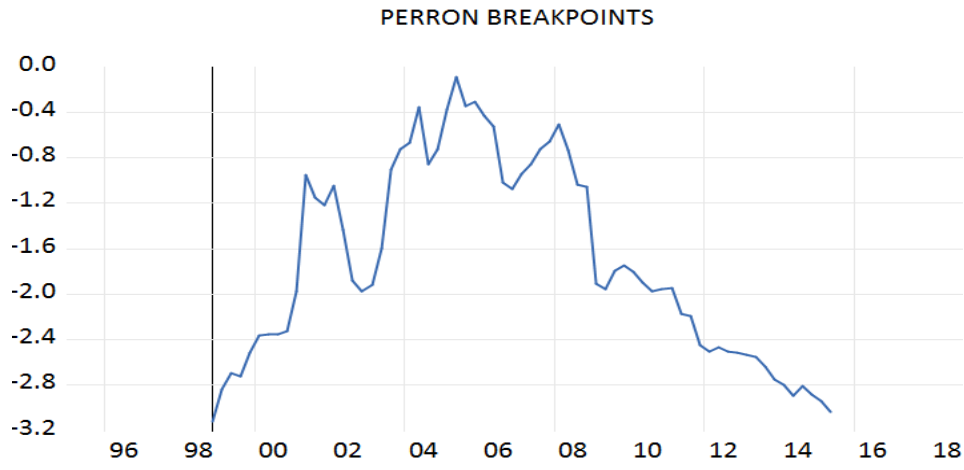
Şekil 3.17. GSYH serisi için Perron(1997) test grafiği



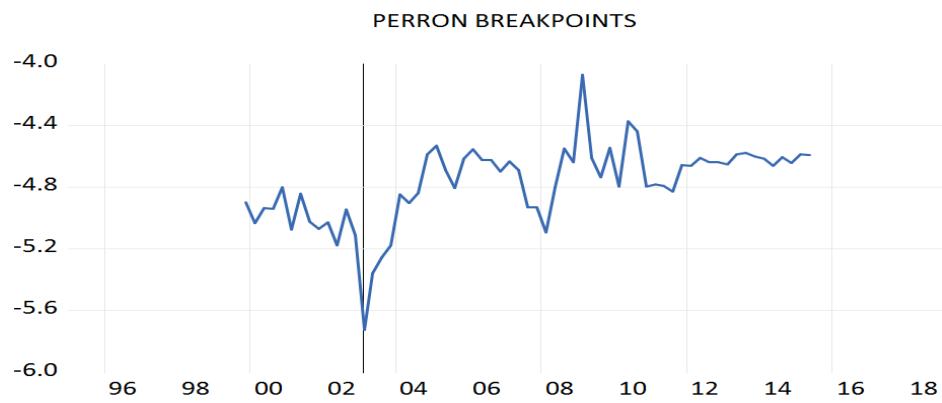
Şekil 3.18. Verilen tüketici kredileri serisi için Perron(1997) test grafiği



Şekil 3.19. TÜFE serisi için Perron(1997) test grafiği



Şekil 3.20. USD kuru serisi için Perron(1997) test grafiği



Şekil 3.21. Bileşik öncü göstergeler endeksi serisi için Perron(1997) test grafiği

Çalışmada kullanılan değişkenlerin Perron (1997) yaklaşımıyla analiz edilmeleri sonrasında; kırılma tarihi, gecikme uzunluğu ve durağanlıklarına ait sonuçlar Çizelge 3.7’de özet şeklinde gösterilmiştir.

Çizelge 3.7. Perron (1997) testine ait bulgular özeti

Değişkenler	$T_B(*)$	$k (**)$	Sonuç
Bist100 Endeksi	2007Q4	5	Birim kök var
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	2005Q4	0	Birim kök var
GSYH	2001Q1	7	Birim kök var
Verilen Tüketici Kredileri	2003Q2	0	Birim kök var
TÜFE	2008Q4	4	Birim kök var
USD Kuru	1998Q4	1	Birim kök var
BİLEŞİK ÖNCÜ	2003Q1	5	Durağan

** Akaïke Bilgi Kriteri tarafından hesaplanan gecikmeler

*Testin belirlediği yapısal kırılma

3.4.3. Lee-Strazicich (2003) birim kök testi uygulaması

Lee ve Strazicich testinde, yapısal kırılma tarihine içsel olarak karar verilmekte ve iki yapısal kırılmaya izin verilmektedir.

Hesaplanan test istatistikleri, Lee ve Strazicich testinden elde edilen kritik değerler ile karşılaştırılarak sonuca karar verilmektedir. Hesaplanan test istatistiği değeri kritik değerden büyük olduğu durumda yapısal kırılmalı birim kökün varlığı temel hipotezi reddedilerek "yapısal kırılmalı durağan" alternatif hipotezi kabul edilmektedir.

Kırılma tarihleri belirlenirken t -test istatistiklerini minimize eden noktalar kullanılır. Model AA, sabitte iki kırılmaya izin verirken Model CC ise sabitte ve eğimde iki kırılmaya izin vermektedir. Model CC kullanılarak, Lee-Strazicich (2003) testi sonucunda elde edilen bulgular Çizelge 3.8’de gösterilmiştir.

Çizelge 3.8. Lee-Strazicich (2003) birim kök testi sonuçları

Lee-Strazicich Birim Kök Testi		
Bist100 Endeksi	Temel hipotez: LBIST100 serisi, yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-6.053589
	Kırılma tarihleri(T_B)	2001Q4 – 2005Q1
	Gecikme uzunluğu (k)	3
	Kritik değer(%5)	-6.312
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	Temel hipotez: LDISBORC serisi, yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-4.378233
	Kırılma tarihleri(T_B)	2001Q2 - 2007Q1
	Gecikme uzunluğu (k)	1
	Kritik değer(%5)	-6.175
GSYH	Temel hipotez: LGSYH serisi, yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-5.181358
	Kırılma tarihleri(T_B)	1999Q2 - 2008Q1
	Gecikme uzunluğu (k)	7
	Kritik değer(%5)	-6.175
Verilen Tüketici Kredileri	Temel hipotez: LKREDI serisi, yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-5.685280
	Kırılma tarihleri(T_B)	1997Q4 – 2003Q1
	Gecikme uzunluğu (k)	2
	Kritik değer(%5)	-6.108
TÜFE	Temel hipotez: LTUFE serisi, yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-6.174345
	Kırılma tarihleri(T_B)	2007Q2 - 2011Q3
	Gecikme uzunluğu (k)	8
	Kritik değer(%5)	-6.166

Çizelge 3.8. Lee-Strazicich (2003) birim kök testi sonuçları(devam)

USD Kuru	Temel hipotez: LUSDKUR serisi, yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-5.235958
	Kırılma tarihleri(T_B)	2002Q3 – 2012Q1
	Gecikme uzunluğu(k)	1
	Kritik değer(%5)	-6.375
Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi	Temel hipotez: LMBONCU serisi, yapısal kırılmalı birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-9.654729
	Kırılma tarihleri(T_B)	2001Q1 - 2009Q2
	Gecikme uzunluğu(k)	5
	Kritik değer(%5)	-6.185

Lee-Strazicich test sonuçlarına göre;

Bist100 Endeksi, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu, GSYH, Verilen Tüketici Kredileri ve USD Kuru ait hesaplanan test istatistik değerleri, %5 düzeyindeki kritik değerlerinden mutlak değerce küçük oldukları için eğimde ve sabitte kırılmalarla birlikte birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla bu seriler, belirtilen yapısal kırılma noktalarında durağan değillerdir.

TÜFE ve Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serilerine ait test istatistiği değerlerinin ise, %5 düzeyindeki kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğu sonucuna ulaşılmıştır ve temel hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla, TÜFE ve MBÖNCÜ serilerinin belirtilen kırılma noktalarında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin LS (2003) yaklaşımıyla analiz edilmeleri sonrasında; her iki kırılma tarihi, gecikme uzunluğu ve durağanlıklarına ait sonuçlar Çizelge 3.9'da özet şeklinde gösterilmiştir.

Çizelge 3.9. Lee-Strazicich (2003) testine ait bulgular özeti

Değişkenler	$T_{B_1}(*)$	$T_{B_2}(**)$	$k(***)$	Sonuç
Bist100	2001Q4	2005Q1	3	Birim kök var
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	2001Q2	2007Q1	1	Birim kök var
GSYH	1999Q2	2008Q1	7	Birim kök var
Verilen Tüketici Kredileri	1997Q4	2003Q1	2	Birim kök var
TÜFE	2007Q2	2011Q3	8	Durağan
USD Kuru	2002Q3	2012Q1	1	Birim kök var
BİLEŞİK ÖNCÜ	2001Q1	2009Q2	5	Durağan

*1. yapısal kırılma zamanı, ** 2.yapısal kırılma zamanı

*** gecikme uzunluğu

3.4.4. Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi uygulaması

Lumsdaine ve Papell; iki yapısal kırılma durumunda tek yapısal kırılmalı testlerin hatalı sonuçlar doğurabileceğini ileri sürerek Zivot-Andrews birim kök testini iki yapısal kırılma için geliştirmişlerdir.

LP testinde Model AA, Model CA ve Model CC olmak üzere üç farklı model kullanılmaktadır. Model AA, ortalamada iki kırılmaya izin vermektedir. Model CA, trend fonksiyonunun hem sabitinde hem de eğimde bir yapısal kırılmaya izin verirken ikinci kırılmaya sadece trend fonksiyonunun sabitinde izin vermektedir. Model CC ise hem sabitte hem de eğimde iki yapısal kırılmaya izin vermektedir.

Lumsdaine-Papell testinde temel hipotez yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını gösterirken; alternatif hipotez, serinin trend fonksiyonunda iki farklı zamanda meydana gelen yapısal kırılmayla trend durağanlığı ifade etmektedir.

Hesaplanan t test istatistiği LP kritik değerlerinde mutlak değerce küçük olarak elde edilirse temel hipotez reddedilemez ve serinin durağan-dışı olduğu belirlenir.

Analizlerde sabitte ve eğimde iki kırılmaya izin veren Model CC kullanılmıştır. Elde edilen bulgular Çizelge 3.10'da gösterilmiştir.

Çizelge 3.10. Lumsdaine-Papell birim kök testi sonuçları

Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi		
Bist100 Endeksi	Temel hipotez: LBIST100 serisi, yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-4.9421
	Kırılma tarihleri(T_B)	2001Q2- 2007Q4
	Gecikme uzunluğu (k)	5
	Kritik değer(%5)	-6.750
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	Temel hipotez: LDISBORC serisi, yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-4.7907
	Kırılma tarihleri(T_B)	2005Q4 - 2013Q1
	Gecikme uzunluğu (k)	1
	Kritik değer(%5)	-6.750
GSYH	Temel hipotez: LGSYH serisi, yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-4.5659
	Kırılma tarihleri(T_B)	2001Q1 - 2015Q2
	Gecikme uzunluğu (k)	8
	Kritik değer(%5)	-6.750
Verilen Tüketici Kredileri	Temel hipotez: LKREDI serisi, yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-5.5518
	Kırılma tarihleri(T_B)	2000Q4 - 2006Q3
	Gecikme uzunluğu (k)	8
	Kritik değer(%5)	-6.750
TÜFE	Temel hipotez: LTUFE serisi, yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-3.6886
	Kırılma tarihleri(T_B)	2003Q4 - 2012Q3
	Gecikme uzunluğu (k)	8
	Kritik değer(%5)	-6.750

Çizelge 3.10. Lumsdaine-Papell birim kök testi sonuçları(devam)

USD Kuru	Temel hipotez: LUSDKUR serisi, yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-6.7778
	Kırılma tarihleri(T_B)	2001Q1 - 2011Q1
	Gecikme uzunluğu (k)	1
	Kritik değer(%5)	-6.750
Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi	Temel hipotez: LMBONCU serisi, yapısal kırılma olmadan birim köke sahiptir.	
	Minimum test istatistiği	-6.0142
	Kırılma tarihleri(T_B)	2000Q3 - 2008Q1
	Gecikme uzunluğu (k)	7
	Kritik değer(%5)	-6.750

Lumsdaine-Papell test sonuçlarına göre;

Bist100 Endeksi, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu, GSYH, Verilen Tüketici Kredileri, TÜFE ve Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serilerinin hesaplanan test istatistik değerleri, %5 düzeyindeki kritik değerlerinden mutlak değerce küçük oldukları için eğimde ve sabitte yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla bu seriler, belirtilen yapısal kırılma noktalarında durağın değillerdir.

USD Kuru serisine ait test istatistiği değeri incelendiğinde ise, %5 düzeyindeki kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğu sonucuna ulaşılmıştır ve temel hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla USD Kuru, serisi belirtilen kırılma noktalarında durağandır.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin LP (1997) yaklaşımıyla analiz edilmeleri sonrasında; her iki kırılma tarihi, gecikme uzunluğu ve durağanlıklarına ait sonuçlar Çizelge 3.11’de özet şeklinde gösterilmiştir.

Çizelge 3.11. Lumsdaine-Papell testine ait bulgular özeti

Değişkenler	$T_{B_1}(*)$	$T_{B_2}(**)$	$k(***)$	Sonuç
Bist100	2001Q2	2007Q4	5	Birim kök var
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	2005Q4	2013Q1	1	Birim kök var
GSYH	2001Q1	2015Q2	8	Birim kök var
Verilen Tüketici Kredileri	2000Q4	2006Q3	8	Birim kök var
TÜFE	2003Q4	2012Q3	8	Birim kök var
USD Kuru	2001Q1	2011Q1	1	Durağan
BİLEŞİK ÖNCÜ	2000Q3	2008Q1	7	Birim kök var

*1. yapısal kırılma zamanı, ** 2.yapısal kırılma zamanı

*** gecikme uzunluğu

Yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews, Perron (1997), Lee-Strazicich (2003) ve Lumsdaine-Papell birim kök testleriyle yapılan analizler sonucu elde edilen bulguların özeti Çizelge 3.12’de gösterilmiştir.

Çizelge 3.12. Birim kök testleri ile elde edilen durağanlık sonuçları

	Zivot-Andrews	Perron(1997)	Lee-Strazicich(2003)	Lumsdaine-Papell
Bist100 Endeksi	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var
Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var
GSYH	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var
Verilen Tüketici Kredileri	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var
TÜFE	Birim kök var	Birim kök var	Durağan	Birim kök var
USD Kuru	Birim kök var	Birim kök var	Birim kök var	Durağan
MBÖNCÜ	Birim kök var	Durağan	Durağan	Birim kök var

Tek yapısal kırılmaya izin veren Zivot-Andrews (1992) birim kök testiyle yapılan analizler sonucunda tüm seriler durağan-dışı olarak elde edilmiştir. Perron (1997) birim kök testleriyle yapılan analizler sonucunda ise Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi (MBÖNCÜ) serisi hariç tüm seriler durağan-dışı elde edilmiştir.

İki yapısal kırılmaya izin veren Lee-Strazicich (2003) birim kök testiyle yapılan analizler sonucunda TÜFE ve MBÖNCÜ serileri hariç tüm seriler durağan-dışı elde edilirken, Lumsdaine-Papell birim kök testi sonucunda ise USD Kuru serisi hariç diğerlerinin durağan-dışı bir süreç izlediği tespit edilmiştir.

Değişkenler arasında eşbütünlüşme incelemek için yapısal kırılmayı dikkate alan ve tüm serilerin durağan-dışı bulunduğu Zivot-Andrews birim kök testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular Çizelge 3.13'te gösterilmiştir.

Çizelge 3.13. Birinci farkları alınmış seriler için Zivot-Andrews test sonuçları

	D(Bist100)	D(Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu)	D(GSYH)	D(Verilen Tüketici Kredileri)	D(TÜFE)	D(USD Kuru)	D(MBÖNCÜ)
Olasılık	(0.005202)	(0.099303)*	(0.001725)	(0.003982)	(0.008675)	(0.000000)	(0.857517)*
(k)	1	0	8	7	8	0	5

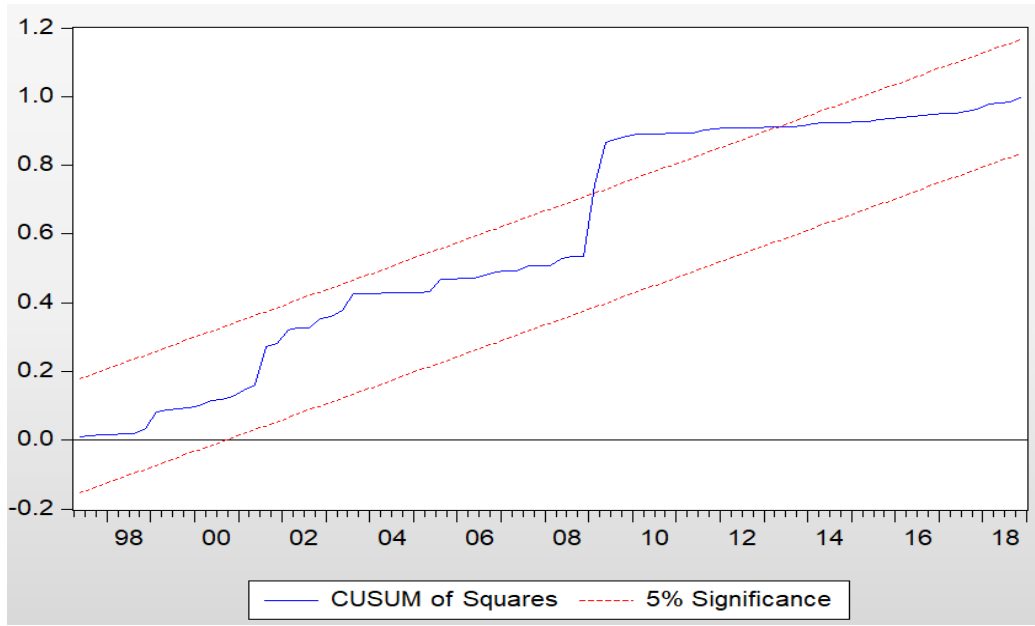
* %5 anlamlılık düzeyinde durağan-dışı
(k): gecikme uzunluğu

Serilerin birinci farkları alınarak uygulanan Zivot-Andrews birim kök testi sonucunda Bist100 Endeksi, GSYH, Verilen Tüketici Kredileri, TÜFE ve USD Kuru serilerinin durağanlaştığı görülmektedir.

Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu ve Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serileri ise birinci derece fark alma işlemi sonucunda hala durağan-dışı bir süreç izlemektedir. Bu sonuçlara göre değişkenler aynı dereceden durağan olmadıkları için eşbütünlüşme testlerine gidilmemiştir.

Durağan-dışı elde edilen seriler ileri derece fark alma işlemleri uygulanıp durağanlaştırıldıktan sonra, Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serisi bağımlı değişken olmak üzere bir regresyon modeli oluşturulmuş ve CUSUM Square testi kullanılarak regresyon modelindeki yapısal kırılmaların zamanlarını bulmaya yönelik bir çalışma gerçekleştirilmiştir.

3.22. CUSUM Square test grafiği



CUSUM Square testine ait grafik Şekil 3.22’de görülmektedir. CUSUM Square testi, kritik çizgilere bir karşı hipotez oluşturmaktadır ve kritik çizgilerin dışındaki hareketler, parametre ya da varyansta meydana gelen dengesizliği göstermektedir. Bu şekilde kritik çizgiler olan kırmızı noktaların yakınında veya dışında meydana gelen kırılmalar, bir yapısal kırılma olarak belirlenebilmektedir. CUSUM Square testi yardımıyla önerilen kırılma tarihleri 2003Q3, 2009Q1 ve 2013Q2 dönemleri olarak belirlenmiştir.

CUSUM Square testine ek olarak, serilere uygulanan birim kök testleri sonucunda elde edilen yapısal kırılma tarihleri de dikkate alınmış, testler tarafından yoğun olarak önerilen ve kriz dönemlerine denk gelen 2001Q1 ve 2007Q1 dönemleri de araştırılmıştır.

Regresyon modeline uygulanan CUSUM Square testi ile önerilen ve serilerin incelenmesi sonucu elde edilen kırılma noktaları, Chow testi ile incelenip yapısal

kırımların anlamlı olup olmadığı incelenmiştir. Chow yapısal kırılma testi sonuçları Çizelge 3.14’te gösterilmiştir.

Çizelge 3.14. Chow yapısal kırılma testi sonuçları

Chow Yapısal Kırılma Testi			
Temel hipotez: Belirtilen dönemlerde yapısal kırılma yoktur.			
Chow testi ile incelenen dönem: 2001Q1			
F-istatistiği	2.583905	$F(7,80) = 2.13$	Olasılık = 0.0187
Chow testi ile incelenen dönem: 2003Q3			
F-istatistiği	0.953510	$F(7,80) = 2.13$	Olasılık = 0.4708
Chow testi ile incelenen dönem: 2007Q1			
F-istatistiği	0.866059	$F(7,80) = 2.13$	Olasılık = 0.5370
Chow testi ile incelenen dönem: 2009Q1			
F-istatistiği	1.172900	$F(7,80) = 2.13$	Olasılık = 0.3277
Chow testi ile incelenen dönem: 2013Q2			
F-istatistiği	0.532921	$F(7,80) = 2.13$	Olasılık = 0.8071

Chow testine ait sonuçlar incelendiğinde;

2003Q3, 2007Q1, 2009Q1 ve 2013Q2 dönemleri için hesaplanan F test istatistiği değerleri, F tablo değerinden küçük olduğu için belirtilen dönemlerde yapısal kırılmanın olmadığı temel hipotezi reddedilemez. Yani Chow testine göre belirtilen dönemlerin öncesi ve sonrası iki ayrı dönem olarak elde alındığında bir farklılık gözlemlenmemiştir.

Türkiye’nin yakın tarihindeki ekonomik kriz dönemine denk gelen 2001Q1 dönemi için hesaplanan olasılık değeri anlamlıdır ve yapısal kırılmanın olmadığı sıfır hipotezi reddedilir. Dolayısıyla 2001Q1 dönemi öncesi ve sonrası arasında anlamlı bir farklılığa rastlanmıştır. Yani belirlenen tarihte bir yapısal kırılma mevcuttur.

Oluşturulan regresyon modeli ile kriz dönemleri arasındaki ilişkiye bakıldığında ise modelin kriz dönemlerinden en az birinde bir yapısal kırılmaya sahip olması, öngörü yapmak için geliştirilebilir bir model olduğunu göstermektedir.

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

2001 ve 2007-2008 krizleri, yakın zamanda Türkiye ekonomisini sarsan krizlerin başında gelmektedir. 2000 yılının kasım ayındaki likidite kriziyle patlak veren ve faizlerin bir anda artmasından kötü etkilenen Türk ekonomisi iyice finansal zorluğa girmiştir. 2007 yılında başlayan ve etkilerini 2008 yılında esas olarak göstermeye başlayan 2007-2008 krizi ise diğer krizlerden farklı olarak Amerika Birleşik Devletleri merkezli ve gelişmiş ülkeler kaynaklıdır. Bu esnada diğer gelişmekte olan ülkeler gibi Türkiye de krizden nispeten daha az etkilense de döviz kurundaki yükseliş Türkiye ekonomisinde bir küçülmeye neden olmuştur.

Bu çalışmada, 1995Q1-2018Q4 dönemi verileri çeyrek dönemlik olarak ele alınmıştır. Bağımlı değişken olarak Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi serisi kullanılırken, bağımsız değişkenler olarak Bist100 Endeksi, TÜFE, GSYH, USD Kuru, Verilen Tüketici Kredileri ve Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu serileri kullanıştır.

Teoride, yapısal kırılmayı dikkate alan/almayan birim kök testleri ele alınmıştır. Ardından, serilerin durağanlığının tespiti için önce yapısal kırılmayı dikkate almayan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri kullanılırken sonrasında yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (1992), Perron (1997), Lee-Strazicich (2003) ve Lumsdaine-Papell birim kök testleri kullanılmıştır. Uygulama olarak, serilerin ve sonrasında bu serilerle oluşturulan regresyon modelinin yapısında meydana gelen değişimler incelenmiş ve modelin kriz dönemlerinde bir yapısal kırılmaya sahip olup olmadığı araştırılmıştır.

Serilerin birim kök testleriyle ayrı ayrı incelenmesi sonucunda, durağanlıklarına ait sonuçlar benzer olarak bulunmuştur. Bist100 Endeksi, Türkiye Brüt Dış Borç Stoğu, GSYH ve Verilen Tüketici Kredileri serileri kalıcı şoklara sahip yani durağan-dışı olarak elde edilmiştir. TÜFE serisi LS (2003) testi tarafından durağan olarak elde edilirken Zivot-Andrews, Perron (1997) ve Lumsdaine-Papell testleri tarafından durağan-dışı olarak tespit edilmiştir. USD Kuru değişkeni, Lumsdaine-Papell testi ile durağan olarak elde edilirken diğer üç test birim kökün varlığını göstermektedir. Bileşik Öncü Göstergeler Endeksi

serisine uygulanan durağanlık sınaması sonucunda ise Zivot-Andrews ve Lumsdaine-Papell testleri durağan-dışı bir süreç tespit ederken, Perron (1997) ve LS (2003) birim kök testleri ile bu seri durağan olarak elde edilmiştir.

Birim kök testleri sınamalarından sonra durağan-dışı olarak elde edilen serilerin yeterli derece farkları alınarak durağanlaştırma işlemi uygulanmış ve ardından regresyon modeli kurulmuştur. Oluşturulan regresyon modeli, daha sonrasında CUSUM Square testi ile analiz edilmiş ve önerilen kırılma tarihleri belirlenmiştir.

CUSUM testi sonucunda elde edilen kırılma tarihleri, belirlenen tarihin öncesi ve sonrası olmak üzere iki ayrı dönem arasındaki farklılığın araştırıldığı Chow testi ile analiz edilmiştir. Kurulan regresyon modelinde, ekonomik kriz dönemlerinden olan 2001 yılının birinci çeyreğinde bir yapısal kırılmaya rastlanırken araştırılan diğer kriz dönemi olan 2007Q1 döneminde bir yapısal kırılmaya rastlanmamıştır.

Dünya genelinde finansal serilerin incelenmesinde sıkça kullanılan ekonometrik analizler, günümüz Türkiye'sinde daha sık başvurulması beklenen ve geçmiş verilere dayanarak geleceğe yönelik tahminlerde kullanılması gereken önemli analizlerdir. Tutarlı ve bilgisel şekilde yapılacak her çalışma, ülkelerin finans politikalarını olumlu yönde etkileyecek bir faktör olmasından dolayı reform ve kalkınma planlarının hazırlanma aşamasında mutlaka dikkate alınmalıdır.

Bu çalışmada, yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin üzerinde durulmuştur ve durağanlık dereceleri bu testlerle incelenmiştir. Durağanlık sınamaları sonucunda seriler, kimi test tarafından durağan olarak elde edilirken kimi test tarafından da durağan-dışı olarak elde edilmiştir. Bunun nedeni testlerin farklı yöntemler kullanarak durağanlık sınaması yapması olarak açıklanabilir. Kesin kanıya ulaşmak için ise, test güçleri arasında bir karşılaştırmalı simülasyon çalışması yapılması önerilmektedir.

Daha açık ve güvenilir sonuçlar elde etmek açısından, özellikle kriz ve durgunluk dönemlerinde daha da hareketlenen zaman serileri, hem durağanlık sınamalarında hem de durağanlık derecelerinin tespit edilmesi aşamasında mutlaka yapısal kırılmalı birim kök testleriyle çalışılmalıdır.

KAYNAKLAR DİZİNİ

- Akaike, H., 1973, A New Look at the Statistical Model Identification, IEEE Transactions on Automatic Control, Vol. 19(6), p.716-723.
- Akdi, Y., 2003, Zaman Serileri Analizi: Birim Kökler ve Kointegrasyon, Bıçaklar Kitabevi, Ankara.
- Akdi, Y., 2012, Zaman Serileri Analizi: Birim Kökler ve Kointegrasyon, Gazi Kitabevi, Ankara.
- Akgül, I., 2003, Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri, Der Yayınları, İstanbul.
- Aktan, H., 2007, Yapısal Kırılma, Ortak Bütünleme ve Nedensellik Analizi Dört Ülke Uygulaması: Türkiye, Yunanistan, Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti ve Güney Kıbrıs Rum Kesimi, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi.
- Altınay, G., 1995, Durağan Olmayan İktisadi Zaman Serilerinin Ekonomik Analizi; Koentegrasyon ve Hata Düzeltme Yöntemleri, Bursa: Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Basılmamış Doktora Tezi, s.13.
- Angelovska, J., 2017, The Impact of Financial Crises on the Short-Term Interaction Between Balkan Stock Markets, UTMS Journal of Economics, 8, 2, p. 53-66.
- Aşık, A., 2003, Yapısal Kırılmalar ve Makroekonomik Değişkenler: Ampirik Bir Çalışma, Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi.
- Bai, J., Perron, P., 1998, Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, Econometrica 66, p.47-78.
- Bai, J., Perron, P., 2003, Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, Journal of Applied Econometrics 18, p.1-22.
- Bilgili, F., Düzgün, R., Uğurlu, E. (2007), Büyüme, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Yurt İçi Yatırımlar Arasındaki Etkileşim, Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 23 (2), s.127-152.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., 1976, Time Series Analysis: Forecasting and Control, (Revised Edition) Holden & Day. San Francisco.
- Brooks, C., 2008, Introductory Econometrics for Finance, Second Edition, Cambridge University Press, p.206-207.
- Brown, R. L., Durbin, J., Evans, J. M., 1975, Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, Journal of the Royal Statistical Society, 37(2), p.149-192.
- Celebi, K., Hönig, M., 2019, The Impact of Macroeconomic Factors on the German Stock Market: Evidence for the Crisis, Pre- and Post-Crisis Periods, International Journal of Financial Studies, Frankfurt University, p.4-13.
- Christiano, L.J., 1992, Searching for a Break in GNP, Journal of Business and Economic Statistics (10), p.237-250.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Çil Yavuz, N., 2015, Finansal Ekonometri, Der Yayınları, İstanbul.
- Çoban, B., Firuzan, E., 2016, The Role Of Structural Break And Volatile Innovations On Cointegration Tests: Tsunami And Global Economics Crisis, International Journal of Arts & Sciences, 9,2, p. 211-224.
- Darnell, A.C., 1994, A Dictionary of Econometrics, Printed and Bound in Great Britain by Hartnolls Limited, Bodmin Cornwall, England, p.386.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., 1981, Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series with a Unit Root, Econometrica, Vol:49, No:4.
- Dilişen, B., 2007, Yapısal Kırılma Durumunda Geliştirilen Birim Kök Testleri ve Uygulaması, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi.
- Elma, Ç.A., 2008, Yapısal Kırımlar Altında Birim Kök Testleri ve Eşbütünleşme Analizi: Para Talebi İstikrarı, Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi.
- Enders, W., 2010, Applied Econometric Time Series, Third Edition, New York: Wiley.
- Eren, M.V., Atay Polat, M., Aydın, H.İ., 2016, Türkiye’de Yapısal Kırımlı Testlerle Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Analizi, Akademik Bakış Dergisi, 56, s. 275-289.
- Gökçe, M., 2015, Yapısal Kırımlı Birim Kök Testleri ve İşsizlik Histerisi Üzerine Uygulaması, Yüksek Lisans Tezi, İnönü Üniversitesi.
- Göktaş, Ö., 2005, Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi, Beşir Kitabevi, İstanbul.
- Granger C.W.J., Newbold P., 1977, Forecasting Economic Time Series, London: Academic Press, s.1.
- Gujarati, D.N., 2004, Basic Econometrics, Fourt Edit., New York: McGraw-Hill.
- Gujarati, D.N., 2009, Temel Ekonometri, Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Gujarati, D.N., Porter, D.C., 2012, Temel Ekonometri, (Çev.Ü.Şeneşen ve G.Göktürk.Şeneşen), Literatür yayınları, s.256-258.
- Güriş, S., Çağlayan Akay, E., Güriş, B., 2017, Eviews ile Temel Ekonometri, Der Yayıncılık, İstanbul.
- Hamilton, J.D., 1994, Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, p.501.
- Harris, R., Sollis, R., 2003, Applied Time Series, Modelling and Forecasting, John Wiley & Sons.
- Hill, R.C., Griffiths, W.E., Lim, G.C., 2011, Principles of Econometrics, John Wiley & Sons, Fourth edition, p.268-269.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- İğde, E., 2010, Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar, Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi.
- Kutlar, A., 2009, Uygulamaları Ekonometri, Nobel Yayıncılık, Ankara.
- Kutlar, A., 2017, Eviews ile Uygulamalı Zaman Serileri, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Kwiatkowski, D., Phillips P.C.B., Schmidt P. and Shin Y., 1992, Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, Journal of Econometrics, 54, p.159-178.
- Lee, J., Strazicizh, M.C., 2003, Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, The Review of Economics and Statistics, Vol. 85, No:4, p.1082-1089.
- Liu, J., Wu, S., Zidek, J.V., 1994, On Segmented Multivariate Regression, Statistica Sinica 7, p.497-525.
- Lumsdaine, R.L., Papell, D.P., 1997, Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, The Review of Economics and Statistics, 79(2), p.212-218.
- Lutkepohl H., Kratzig M., 2014, Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press.
- Maddala, S., 2002, Introduction to Econometrics, Third Edit., Jonh Wiley and Sons, New York.
- Nelson, C., 1982, Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, Journal of Monetary Economics (10), p.139-169.
- Newbold, P., 2001, İşletme ve İktisat İçin İstatistik, Ümit Şenesen, (1.Baskı), Literatür Yayınları, İstanbul.
- Ng, S., Perron, P., 2001, Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Test with Good Size and Power, Econometrica, 69.
- Özdemir Güler, Z., 2014, Doğrusal Regresyon Modellerindeki Yapısal Kırılmayı Belirleyen Testlerin Performans Değerlendirmesi, Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi.
- Perron, P., 1989, The Great Crash , The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, Econometrica(57), p.1361-1402.
- Perron, P., 1997, Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, Journal of Econometrics, 80, p.355-385.
- Perron, P., Ng, S., 1996, Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties, The Review of Economic Studies, Number:63, p.435-463.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

- Perron, P., Vogelsang, T., 1992, Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p.301-320.
- Petek, A., Çelik, A., 2017, Türkiye’de Enflasyon, Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi (1990-2015), *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 54, 626, s.69-86.
- Said, S., D. A. Dickey, 1984, Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, p.599–607.
- Schwarz, G., 1978, Estimating the Dimensional of a Model, *The Annals of Statistics*, Vol.6, No.2, p.461-464.
- Serper, Ö., 1996, *Uygulamalı İstatistik 2*, Filiz Kitabevi, İstanbul, s.293.
- Sevüktekin, M., Nargileçekenler, M., 2007, *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi-Eviews Uygulamalı*, Nobel Dağıtım, Ankara.
- Sevüktekin, M., Nargileçekenler M., 2010, *Zaman Serileri Analizi-Eviews Uygulamalı*, Nobel Yayınları, Ankara.
- Sevüktekin, M., Çınar, M., 2017, *Ekonometrik zaman serileri analizi*, Dora Yayıncılık, Ankara.
- Torun, N., 2015, *Birim Kök Testlerinin Performanslarının Karşılaştırılması*, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi.
- Toyoda, T., 1974, Use of the Chow Test Under Heteroscedasticity, *Econometrica*, Vol.42, No.3, p.601.
- Tsay, R.S., 2010, *Analysis of Financial Time Series*, Third Edition, John Wiley & Sons, p.36.
- Turfanda, A., 2018, *Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri: Yakınsama Analizi Uygulaması*, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi.
- Uğurlu, E., 2009, *Durağanlık ve Birim Kök Sınamaları Ders Notları*, [https://www.researchgate.net/publication/281647245_Durağanlık_Birim_Kök_Sınamaları - Stationarity_Unit_Root_Tests](https://www.researchgate.net/publication/281647245_Durağanlık_Birim_Kök_Sınamaları_-_Stationarity_Unit_Root_Tests), Erişim Tarihi: 05.01.2019.
- Utkulu, U., 1993, *Cointegration Analysis: An Introductory Survey with Applications to Turkey*, 1.Uluslararası İstatistik Sempozyumu, Ege Üniversitesi Basımevi, İzmir.
- Virtanen, T., Tötö, E., Viren, M., Taipalus, K., 2017, Use Of Unit Root Methods In Early Warning of Financial Crises, *European Systemic Risk Board, European System of Financial Supervision*, No:45, p. 1-33.
- Yao, Y.C., 1988, Estimating the Number of Change Points via Schwartz Criterion, *Statistics and Probability Letters* 6, p.181-189.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam)

Yılancı, V., 2009, Yapısal Kırımlar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması, Doğu Üniversitesi Dergisi, 10(2), s.324-325.

Yıldırım, B., 2010, Yapısal Kırılma Durumunda Birim Kök Testleri ve Gelir Yakınsama Analizi:Avrupa Birliği'ne Üye ve Aday Ülkeler İçin, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi.

Yule, G.U., 1927, On a Method of Investigating Periodicities in Disturbed Series with Special Reference to Wolfer's Sunspot Numbers, Philosophical Transactions of the Royal Society of London, p. 267-298.

Zivot, E., Andrews, K., 1992, Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics (10), p.251-270.

<https://data.oecd.org/>

<https://evds2.tcmb.gov.tr/>

<https://www.tbb.org.tr/>

EK AÇIKLAMALAR**Sayfa**

Ek Açıklama-A: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model A Kritik Değerleri	92
Ek Açıklama-B: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model B Kritik Değerleri.....	93
Ek Açıklama-C: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model C Kritik Değerleri.....	94
Ek Açıklama-D: Perron (1997) Birim Kök Testi Kritik Değerleri.....	95

EK AÇIKLAMALAR

Ek Açıklama-A: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model A Kritik Değerleri

Percentage Points of the Asymptotic Distribution of $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\rho}A}(\lambda)$ and $t_{\hat{\rho}A}(\lambda)$ for a Fixed λ

λ	1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	50.0%	90.0%	95.0%	97.5%	99.0%
<i>A. $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\rho}A}(\lambda)$</i>									
	-5.34	-5.02	-4.80	-4.58	-3.75	-2.99	-2.77	-2.56	-2.32
<i>B. $t_{\hat{\rho}A}(\lambda)$ for a fixed λ</i>									
.1	-4.30	-3.93	-3.68	-3.40	-2.35	-1.38	-1.09	-.78	-.46
.2	-4.39	-4.08	-3.77	-3.47	-2.45	-1.45	-1.14	-.90	-.54
.3	-4.39	-4.03	-3.76	-3.46	-2.42	-1.43	-1.13	-.83	-.51
.4	-4.34	-4.01	-3.72	-3.44	-2.40	-1.26	-0.88	-.55	-.21
.5	-4.32	-4.01	-3.76	-3.46	-2.37	-1.17	-0.79	-.49	-.15
.6	-4.45	-4.09	-3.76	-3.47	-2.38	-1.28	-0.92	-.60	-.26
.7	-4.42	-4.07	-3.80	-3.51	-2.45	-1.42	-1.10	-.82	-.50
.8	-4.33	-3.99	-3.75	-3.46	-2.43	-1.46	-1.13	-.89	-.57
.9	-4.27	-3.97	-3.69	-3.38	-2.39	-1.37	-1.04	-.74	-.47

NOTE: λ = time of break relative to total sample size. Percentage points are based on 5,000 repetitions.

Ek Açıklama-B: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Model B Kritik Değerleri

Percentage Points of the Asymptotic Distribution of $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\lambda B}(\lambda)$ and $t_{\lambda B}(\lambda)$ for a Fixed λ

λ	1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	50.0%	90.0%	95.0%	97.5%	99.0%
<i>A. $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\lambda B}(\lambda)$</i>									
	-4.93	-4.67	-4.42	-4.11	-3.23	-2.48	-2.31	-2.17	-1.97
<i>B. $t_{\lambda B}(\lambda)$ for a fixed λ</i>									
.1	-4.27	-3.94	-3.65	-3.36	-2.34	-1.35	-1.04	-.78	-.40
.2	-4.41	-4.08	-3.80	-3.49	-2.50	-1.48	-1.18	-.87	-.52
.3	-4.51	-4.17	-3.87	-3.58	-2.54	-1.59	-1.27	-.97	-.69
.4	-4.55	-4.20	-3.94	-3.66	-2.61	-1.69	-1.37	-1.11	-.75
.5	-4.55	-4.20	-3.96	-3.68	-2.70	-1.74	-1.40	-1.18	-.82
.6	-4.57	-4.20	-3.95	-3.66	-2.61	-1.71	-1.36	-1.11	-.78
.7	-4.51	-4.13	-3.85	-3.57	-2.55	-1.61	-1.28	-.97	-.67
.8	-4.38	-4.07	-3.82	-3.50	-2.47	-1.49	-1.16	-.87	-.54
.9	-4.26	-3.96	-3.68	-3.35	-2.33	-1.34	-1.04	-.77	-.43

NOTE: λ = time of break relative to total sample size. Percentage points are based on 5,000 repetitions.

Ek Açıklama-C: Zivot-Andrews (1992) Biri Kök Testi Model C Kritik Değerleri

Percentage Points of the Asymptotic Distribution of $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}C}(\lambda)$ and $t_{\hat{\alpha}C}(\lambda)$ for a Fixed λ

λ	1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	50.0%	90.0%	95.0%	97.5%	99.0%
A. $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}C}(\lambda)$									
	-5.57	-5.30	-5.08	-4.82	-3.98	-3.25	-3.06	-2.91	-2.72
B. $t_{\hat{\alpha}C}(\lambda)$ for a fixed λ									
.1	-4.38	-4.01	-3.75	-3.45	-2.38	-1.44	-1.11	-.82	-.45
.2	-4.65	-4.32	-3.99	-3.66	-2.67	-1.60	-1.27	-.98	-.67
.3	-4.78	-4.46	-4.17	-3.87	-2.75	-1.78	-1.46	-1.15	-.81
.4	-4.81	-4.48	-4.22	-3.95	-2.88	-1.91	-1.62	-1.35	-1.04
.5	-4.90	-4.53	-4.24	-3.96	-2.91	-1.96	-1.69	-1.43	-1.07
.6	-4.88	-4.49	-4.24	-3.95	-2.87	-1.93	-1.63	-1.37	-1.08
.7	-4.75	-4.44	-4.18	-3.86	-2.77	-1.81	-1.47	-1.17	-.79
.8	-4.70	-4.31	-4.04	-3.69	-2.67	-1.63	-1.29	-1.04	-.64
.9	-4.41	-4.10	-3.80	-3.46	-2.41	-1.44	-1.12	-.80	-.50

NOTE: λ = time of break relative to total sample size. Percentage points are based on 5,000 repetitions.

Ek Açıklama-D: Perron (1997) Birim Kök Testi Kritik Değerleri

Finite sample and asymptotic distributions

		1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	50.0%	90.0%	95.0%	97.5%	99.0%
(a) Model 1, $t_{2,1}^*(1)$, Choosing T_b minimizing t_2										
$T = 60$	$k(F\text{-sig})$	-5.83	-5.49	-5.21	-4.91	-3.91	-3.00	-2.70	-2.41	-1.96
	$k(t\text{-sig})$	-5.92	-5.58	-5.23	-4.92	-3.91	-3.00	-2.74	-2.55	-2.25
$T = 80$	$k(F\text{-sig})$	-5.77	-5.35	-5.15	-4.84	-3.87	-2.96	-2.70	-2.41	-2.12
	$k(t\text{-sig})$	-5.77	-5.31	-5.09	-4.84	-3.88	-2.95	-2.73	-2.55	-2.22
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.70	-5.35	-5.09	-4.82	-3.89	-3.00	-2.74	-2.46	-2.22
	$k(t\text{-sig})$	-5.70	-5.36	-5.10	-4.82	-3.87	-3.05	-2.75	-2.46	-2.22
$T = \infty$		-5.41	-5.02	-4.80	-4.58	-3.75	-2.99	-2.77	-2.56	-2.32
(b) Model 1, $t_{2,1}^*(1)$, Choosing T_b minimizing t_3										
$T = 60$	$k(F\text{-sig})$	-5.58	-5.15	-4.88	-4.47	-3.33	-1.60	-0.84	-0.05	0.56
	$k(t\text{-sig})$	-5.70	-5.21	-4.92	-4.53	-3.32	-1.79	-1.14	-0.35	0.42
$T = 80$	$k(F\text{-sig})$	-5.50	-5.11	-4.85	-4.53	-3.33	-1.86	-1.06	-0.32	0.67
	$k(t\text{-sig})$	-5.59	-5.09	-4.83	-4.54	-3.33	-1.92	-1.19	-0.46	0.34
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.42	-5.03	-4.80	-4.47	-3.33	-1.92	-1.33	-0.77	0.02
	$k(t\text{-sig})$	-5.43	-5.05	-4.83	-4.50	-3.34	-2.02	-1.38	-0.84	-0.05
$T = \infty$		-5.15	-4.87	-4.64	-4.37	-3.39	-2.27	-1.85	-1.38	-0.70
(c) Model 1, $t_{2,1}^*(1)$, Choosing T_b maximizing t_0										
$T = 60$	$k(F\text{-sig})$	-5.77	-5.42	-5.13	-4.80	-3.70	-1.87	-1.19	-0.39	0.24
	$k(t\text{-sig})$	-5.85	-5.51	-5.18	-4.83	-3.70	-2.14	-1.34	-0.55	0.05
$T = 80$	$k(F\text{-sig})$	-5.75	-5.26	-5.06	-4.77	-3.71	-2.14	-1.42	-0.79	0.11
	$k(t\text{-sig})$	-5.66	-5.29	-5.04	-4.78	-3.72	-2.28	-1.67	-0.96	-0.06
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.69	-5.34	-5.03	-4.75	-3.74	-2.33	-1.80	-1.20	-0.18
	$k(t\text{-sig})$	-5.68	-5.36	-5.05	-4.77	-3.71	-2.40	-1.88	-1.21	-0.34
$T = \infty$		-5.34	-5.08	-4.84	-4.59	-3.74	-2.71	-2.35	-2.01	-1.54
(d) Model 2, $t_{2,1}^*(2)$, Choosing T_b minimizing t_3										
$T = 70$	$k(F\text{-sig})$	-6.22	-5.81	-5.52	-5.22	-4.21	-3.28	-3.00	-2.76	-2.54
	$k(t\text{-sig})$	-6.32	-5.90	-5.59	-5.29	-4.24	-3.32	-3.08	-2.85	-2.67
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-6.07	-5.72	-5.48	-5.17	-4.17	-3.29	-3.05	-2.83	-2.58
	$k(t\text{-sig})$	-6.21	-5.86	-5.55	-5.25	-4.22	-3.35	-3.13	-2.85	-2.63
$T = \infty$		-5.57	-5.30	-5.08	-4.82	-3.98	-3.25	-3.06	-2.91	-2.72
(e) Model 2, $t_{2,1}^*(2)$, Choosing T_b minimizing t_2										
$T = 70$	$k(F\text{-sig})$	-5.77	-5.32	-4.95	-4.51	-2.92	-1.37	-0.93	-0.54	-0.02
	$k(t\text{-sig})$	-5.77	-5.38	-4.98	-4.55	-3.04	-1.53	-1.10	-0.71	-0.27
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.50	-5.16	-4.85	-4.47	-2.91	-1.50	-1.11	-0.73	-0.30
	$k(t\text{-sig})$	-5.56	-5.23	-4.91	-4.47	-2.99	-1.55	-1.19	-0.78	-0.38
$T = \infty$		-5.28	-4.95	-4.62	-4.28	-2.94	-1.64	-1.33	-0.98	-0.59
(f) Model 2, $t_{2,1}^*(2)$, Choosing T_b maximizing t_2										
$T = 70$	$k(F\text{-sig})$	-6.01	-5.56	-5.25	-4.88	-3.64	-2.17	-1.82	-1.37	-0.76
	$k(t\text{-sig})$	-6.07	-5.61	-5.33	-4.94	-3.72	-2.28	-1.89	-1.50	-0.85

Ek Açıklama-D: Perron (1997) Birim Kök Testi Kritik Değerleri (devam)

		1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	50.0%	90.0%	95.0%	97.5%	99.0%
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.72	-5.37	-5.14	-4.84	-3.54	-2.11	-1.76	-1.42	-0.89
	$k(t\text{-sig})$	-5.86	-5.49	-5.19	-4.88	-3.60	-2.23	-1.87	-1.49	-0.95
$T = \infty$		-5.57	-5.20	-4.91	-4.59	-3.47	-2.15	-1.86	-1.59	-1.30
<i>(g) Model 3, $t_2^*(3)$, Choosing T_b minimizing t_2</i>										
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.41	-4.99	-4.74	-4.44	-3.36	-2.53	-2.34	-2.21	-2.08
	$k(t\text{-sig})$	-5.45	-5.11	-4.83	-4.48	-3.44	-2.60	-2.39	-2.22	-2.06
$T = 150$	$k(F\text{-sig})$	-5.19	-4.85	-4.59	-4.31	-3.32	-2.47	-2.29	-2.11	-1.96
	$k(t\text{-sig})$	-5.28	-4.96	-4.65	-4.38	-3.33	-2.50	-2.30	-2.13	-1.93
$T = 200$	$k(F\text{-sig})$	-5.19	-4.84	-4.59	-4.30	-3.30	-2.46	-2.26	-2.09	-1.96
	$k(t\text{-sig})$	-5.28	-4.96	-4.65	-4.38	-3.32	-2.48	-2.27	-2.10	-1.90
$T = \infty$		-4.91	-4.62	-4.36	-4.07	-3.13	-2.32	-2.12	-1.96	-1.78
<i>(h) Model 3, $t_{2,\gamma}^*(3)$, Choosing T_b minimizing t_2</i>										
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.02	-4.60	-4.40	-3.90	-2.76	-1.76	-1.46	-1.12	-0.70
	$k(t\text{-sig})$	-5.26	-4.82	-4.44	-4.07	-2.83	-1.76	-1.45	-1.12	-0.83
$T = 150$	$k(F\text{-sig})$	-4.89	-4.54	-4.27	-3.93	-2.74	-1.70	-1.33	-1.01	-0.64
	$k(t\text{-sig})$	-5.00	-4.63	-4.36	-3.99	-2.78	-1.72	-1.40	-1.07	-0.49
$T = 200$	$k(F\text{-sig})$	-4.75	-4.43	-4.13	-3.79	-2.69	-1.53	-1.23	-0.90	-0.59
	$k(t\text{-sig})$	-4.77	-4.50	-4.22	-3.83	-2.72	-1.57	-1.24	-0.96	-0.56
$T = \infty$		-4.67	-4.36	-4.08	-3.77	-2.65	-1.57	-1.22	-0.90	-0.49
<i>(i) Model 3, $t_{2,\gamma}^*(3)$, Choosing T_b maximizing t_2</i>										
$T = 100$	$k(F\text{-sig})$	-5.29	-4.87	-4.57	-4.27	-3.15	-2.19	-1.99	-1.69	-1.40
	$k(t\text{-sig})$	-5.38	-5.02	-4.67	-4.36	-3.24	-2.28	-2.04	-1.75	-1.46
$T = 150$	$k(F\text{-sig})$	-5.15	-4.77	-4.49	-4.21	-3.15	-2.16	-1.89	-1.59	-1.19
	$k(t\text{-sig})$	-5.23	-4.91	-4.57	-4.28	-3.18	-2.19	-1.92	-1.63	-1.30
$T = 200$	$k(F\text{-sig})$	-5.02	-4.75	-4.41	-4.10	-3.07	-2.11	-1.86	-1.63	-1.29
	$k(t\text{-sig})$	-5.02	-4.75	-4.41	-4.17	-3.11	-2.15	-1.91	-1.68	-1.26
$T = \infty$		-4.87	-4.58	-4.34	-4.04	-3.08	-2.14	-1.87	-1.61	-1.30