



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

**YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİNİN
GELİŞİMİ: MAKROEKONOMİK VERİLERLE BİR
UYGULAMA**

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Viyan ÇOBANOĞLU

BURSA-2021



T.C.

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

**YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİNİN
GELİŞİMİ: MAKROEKONOMİK VERİLERLE BİR
UYGULAMA**

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Viyan ÇOBANOĞLU

DANIŞMAN:

Prof. Dr. Mehmet ÇINAR

BURSA-2021

ÖZET

Yazar Adı ve Soyadı	: Viyan Çobanoğlu
Üniversite	: Bursa Uludağ Üniversitesi
Anabilim Dalı	: Ekonometri
Bilim Dalı	: Ekonometri
Tezin Niteliği	: Yüksek Lisans Tezi
Sayfa Sayısı	: xv+120
Mezuniyet Tarihi	: .././2021
Tez Danışmanı	: Prof. Dr. Mehmet ÇINAR

YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİNİN GELİŞİMİ: MAKROEKONOMİK VERİLERLE BİR UYGULAMA

Yapısal kırılmalı birim kök testleri, son yıllarda zaman serileri analizinde üzerinde durulan konular arasındadır. Bunun nedeni, yapısal kırılmasız birim kök testlerine göre serilerin genelde birim köklü olmasıdır. Ancak yapısal kırılmalı birim kök testleri, serilerdeki durağan-dışılığın nedeni olarak yapısal kırılma olabileceğini göstermektedir. Literatürdeki gelişmeler ışığında zaman serileri analizinin genel olarak doğrusallık varsayımına dayandırılması da, birim kök testlerinin sonuçlarının hatalı olmasına neden olabilmektedir. Bu nedenle serilerin doğrusal olmaması durumunda kullanılacak birim kök testleri de geliştirilmiştir. Buna göre bir zaman serisinde görülen kırılmaların eşik otoregresif modellerle analizine dayanan birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu birim kök testleri ya doğrusal olmayan kırılmasız birim kök testleri ya da fourier birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır. Literatürdeki bir diğer önemli konu ise serilerin doğrusal olup olmadığını belirleyen testlerin kullanılmasıdır. Bu testler sonucunda seriye uygun birim kök testleri belirlenerek, elde edilen sonuçların daha doğru ve tutarlı olması sağlanmaktadır.

Bu çalışmada yapısal kırılmalı birim kök testlerinin gelişimini ortaya koymak için birim kök testleri doğrusal ve doğrusal olmayan formda kırılmasız ve kırılmalı birim kök testleri çerçevesinde incelenmektedir. Buna göre birinci bölümde zaman serileri kapsamında durağanlık ve yapısal kırılma kavramları açıklandıktan sonra birim kök testleri doğrusal kırılmasız ve kırılmalı olarak sunulmaktadır. Çalışmanın ikinci bölümünde ise doğrusal olmayan birim kök testleri kırılmasız ve kırılmalı olarak teorik olarak açıklanmaktadır. Çalışmanın üçüncü bölümünde ise birinci ve ikinci bölümde ele alınan teorik konular, makroekonomik üç seriye uygulanarak elde edilen sonuçlar gerek zaman serileri bağlamında gerekse iktisadi olarak yorumlanmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Yapısal Kırılma, Doğrusal Birim Kök Testleri, Doğrusal Olmayan (Fourier) Birim Kök Testleri, Doğrusal-Dışılık Testleri, Enflasyon, SAGP.

ABSTRACT

Name and Surname : Viyan Çobanoğlu
University : Bursa Uludag University
Institution : Social Science Institution
Field : Econometrics
Branch : Econometrics
Degree Awarded : Master
Page Number : xv+120
Degree Date : .././2021
Supervisor : Prof. Dr. Mehmet ÇINAR

DEVELOPMENT OF STRUCTURAL FRACTURE UNIT ROOT TESTS: AN APPLICATION WITH MACROECONOMIC DATA

Unit root tests with a structural break are among the topics that have been emphasized in time series analysis in recent years. This is because, according to unit root tests without a structural break, series usually contain unit root. However, unit root tests with structural break show that the reason for nonstationarity in the series may be a structural break. In the light of the developments in the literature, the fact that time series analysis is generally based on the assumption of linearity may cause the results of unit root tests to be erroneous. For this reason, unit root tests have been developed that can be used in Case the series is not linear. Accordingly, unit root tests based on the analysis of breaks in a time series with threshold autoregressive models are used. These unit root tests are called nonlinear unbroken unit root tests or Fourier unit root tests. Another important issue in the literature is the use of tests that determine whether the series are linear or not. As a result of these tests, unit root tests suitable for the series are determined and the results obtained are more accurate and consistent.

In this study, unit root tests are examined in linear and non-linear forms within the framework of unbroken and break unit root tests in order to reveal the development of structural break unit root tests. Accordingly, in the first part, after explaining the concepts of stationarity and structural break within the scope of time series, unit root tests are presented with and without linear breaks. In the second part of the study, nonlinear unit root tests are theoretically explained as unbreakable and with break. In the third part of the study, the theoretical issues discussed in the first and second parts are applied to three macroeconomic series, and the results are interpreted both in the context of time series and economically.

Keywords: Structural Break, Linear Unit Root Tests, Nonlinear (Fourier) Unit Root Tests, Nonlinearity Tests, Inflation, PPP.

ÖNSÖZ

Makroekonomik zaman serileri şoklar, salgın hastalıklar, savaşlar, politik krizler vb. olayların etkisiyle değişime uğramaktadırlar. Yapısal kırılma olarak nitelendirilen bu değişimler, ekonomik ve iktisadi olarak büyük etkiler yaratabilmektedir. Dolayısıyla ekonominin yapısındaki bu değişimlerin incelenmesi gerekmektedir. Çalışmada makroekonomik zaman serileri analiz edilerek, yapısal kırılmalı birim kök testlerinin gelişimi güncel çalışmalarla ortaya konulacaktır.

Bu tez çalışmasının her aşamasında benden yardımlarını esirgemeyen, danışmanın Sayın Prof. Dr. Mehmet Çınar'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca bu zorlu süreçte yanımda olan ve desteklerini hep hissettiğim başta annem ve babam olmak üzere, tüm aileme ve arkadaşlarıma teşekkürlerimi sunarım.

Bursa, 2021

Viyan ÇOBANOĞLU

İÇİNDEKİLER

ÖZET	vi
ABSTRACT	vii
ÖNSÖZ	viii
İÇİNDEKİLER.....	ix
TABLOLAR	xii
KISALTMALAR.....	xiv
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM DOĞRUSAL BİRİM KÖK TESTLERİ

1.1. ZAMAN SERİLERİ ANALİZİNE KISA BİR BAKIŞ.....	4
1.2. ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK KAVRAMI.....	5
1.3. DOĞRUSAL BİRİM KÖK TESTLERİ.....	8
1.3.1.Doğrusal Yapısal Kırılmasız Birim Kök Testleri.....	8
1.3.1.1.Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF-1979) Birim Kök Testi	8
1.3.1.2.Philips-Perron(1988) Birim Kök Testi	11
1.3.1.3.KPSS (1992) Birim Kök Testi	12
1.3.1.4.Ng-Perron (2001) Birim Kök Testi	13
1.3.1.5.ADF-GLS (1996) Birim Kök Testi	16
1.3.2.Doğrusal Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri	17
1.3.2.1.Tek Kırılmalı Birim Kök Testleri.....	18
1.3.2.1.1.Perron (1989) birim kök testi	18
1.3.2.1.2.Zivot-Andrews (1992) birim kök testi	21
1.3.2.1.3.Perron (1997) birim kök testi	23
1.3.2.1.4.Lee- Strazicicah (2004) birim kök testi	25
1.3.2.2.Çok Kırılmalı Birim Kök Testleri	26

1.3.2.2.1.Lumsdaine-Papel (1997) birim kök testi.....	26
1.3.2.2.2.Lee ve Strazicich(2003) birim kök testi	28
1.3.2.2.3.Narayan ve Popp (2010) birim kök testi	30

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1.DOĞRUSAL OLMAYAN YAPISAL KIRILMASIZ TESTLER	33
2.1.1.Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi	33
2.1.2.Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) Birim Kök Testi	34
2.1.3.Harvey ve Mills (2002) Birim Kök Testi	36
2.1.4.Kapetanios, Shin ve Snell (2003) Birim Kök Testi.....	37
2.1.5.Sollis (2004) Birim Kök Testi	39
2.1.6.Hu ve Chen (2006) Birim Kök Testi	40
2.1.7.Pascalau (2007) Birim Kök Testi	41
2.1.8.Sollis (2009) Birim Kök Testi.....	43
2.1.9. Cuestas ve Garratt (2011) Birim Kök Testi	44
2.1.10.Kılıç (2011) Birim Kök Testi	45
2.1.11.Kruse (2011) Birim Kök Testi	46
2.1.12.Cuestas ve Ordonez(2014) Birim Kök Testi	48
2.1.13.Park ve Shintani (2016) Birim Kök Testi.....	49
2.2.DOĞRUSAL OLMAYAN YAPISAL KIRILMALI TESTLER	50
2.2.1.Becker, Enders ve Lee (2006) Birim Kök Testi	51
2.2.2.Christopoulos-Leon-Ledesma (2010) Birim Kök Testi	53
2.2.3.Enders ve Lee (2012) Dickey-Fuler Birim Kök Testi.....	55
2.2.4. Rodrigues ve Taylor DF-GLS (2012) Birim Kök Testi	56
2.3.DOĞRUSAL-DIŞILIK TESTLERİ	58
2.3.1.McLeod-Li (1983) Testi.....	58
2.3.2.Keenan (1985) Testi	59

2.3.3.Tsay (1986) Testi	60
2.3.4.Chang ve Tong (1990) Testi.....	60

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMPİRİK BULGULAR

3.1.ENFLASYON	62
3.2.SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ.....	63
3.3.LİTERATÜR ARAŞTIRMASI.....	66
3.4.ANALİZ SONUÇLARI	71
3.4.1.Doğrusal Kırılmasız Birim Kök Test Sonuçları	74
3.4.2. Doğrusal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları	80
3.4.3.Doğrusal Olmayan Kırılmasız Birim Kök Test Sonuçları	91
3.4.4. Doğrusal Olmayan Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları	101
3.4.5.Doğrusal Dışılık Test Sonuçları	107
3.5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME	110
YARARLANILAN KAYNAKLAR.....	114

TABLÖLAR

Tablo 3. 1: Satın Alma Gücü Paritesi için Literatür Araştırması	66
Tablo 3. 2: Enflasyon için Literatür Araştırması.....	69
Tablo 3. 3: Enflasyon-SAGP-SAGP1 Serilerine ait Tanımlamalar	72
Tablo 3. 4: Düzeyde ADF ve Philips-Perron Testleri için Sonuçlar	74
Tablo 3. 5: Düzeyde DF-GLS ve KPSS Testleri için Sonuçlar.....	75
Tablo 3. 6: ADF, DF-GLS, PP ve KPSS Test Birinci Fark Sonuçları	76
Tablo 3. 7: ADF, GS, PP ve KPSS Testlerine ait İkinci Fark Sonuçları.....	77
Tablo 3. 8: Enflasyon için Ng-Perron Testinin Düzey ve I(1) Sonuçlar	78
Tablo 3. 9: SAGP için Ng-Perron Testinin Düzey ve I(1) için Sonuçlar	78
Tablo 3. 10: SAGP1 için Ng-Perron Testinin Düzey ve I(2) Sonuçlar	79
Tablo 3. 11: ZA (1992) Birim Kök Testi Sonuçları	81
Tablo 3. 12: Perron (1997) Birim Kök Test Sonuçları.....	82
Tablo 3. 13: LS (2004) Birim Kök Testi Sonuçları.....	83
Tablo 3. 14: LS (2003) Birim Kök Testi Sonuçları.....	84
Tablo 3. 15: LP(1997) Birim Kök Testi Sonuçları.....	85
Tablo 3. 16: NP(2010) Birim Kök Testi Sonuçları	86
Tablo 3. 17: Narayan ve Popp (2010) Test Kritik Değerleri.....	86
Tablo 3. 18: SAGP için Kırılmalı Testlerin Kukla Anlamlılığı	88
Tablo 3. 19: Enflasyon için Kırılmalı Testlerin Kukla Anlamlılığı	89
Tablo 3. 20: SAGP1 için Kırılmalı Testlerin Kukla Anlamlılığı	90
Tablo 3. 21: Enders-Granger (1998) Birim Kök Test Sonuçları.....	91
Tablo 3. 22: LNV (1998) Birim Kök Test Sonuçları	92
Tablo 3. 23: Harvey_Mills Birim Kök Test Sonuçları	93
Tablo 3. 24: Kapetanios vd. (2003) Birim Kök Test Sonuçları	93
Tablo 3. 25: Sollis (2004) Birim Kök Test Sonuçları	94
Tablo 3. 26: Hu_Chen Birim Kök Test Sonuçları.....	95
Tablo 3. 27: Pascalau(2007) Birim Kök Test Sonuçları	95
Tablo 3. 28: Sollis (2009) Birim Kök Test Sonuçları	96
Tablo 3. 29: Kruse (2011) Birim Kök Test Sonuçları.....	97
Tablo 3. 30: Kılıç (2011) Birim Kök Test Sonuçları	98

Tablo 3. 31: Cuestas-Garratt (2011) Birim Kök Test Sonuçları	99
Tablo 3. 32: Cuestas-Ordenez (2014) Birim Kök Test Sonuçları	99
Tablo 3. 33: Park-Shintani (2016) Birim Kök Test Sonuçları	100
Tablo 3. 34: Enflasyona ait Uygun Frekans Değeri	101
Tablo 3. 35: Enflasyon için FADF, FKPS, FGLS Test Sonuçları	101
Tablo 3. 36: SAGP ve SAGP1 için Uygun Frekans Değeri	102
Tablo 3. 37: SAGP için FADF, FKPS ve FGLS Test Sonuçları.....	103
Tablo 3. 38: SAGP1 için FADF, FKPS ve FGLS Test Sonuçları.....	104
Tablo 3. 39: Christopoulos ve Leon-Ledesma(2010) FKSS Test Sonuçları	104
Tablo 3. 40: Durağan ve Durağan-Dışı Sonuçlar Veren Testler	105
Tablo 3. 41: McLeod-Li (1993) Test Sonuçları.....	107
Tablo 3. 42: Chang ve Tong (1990) LR Testi Sonuçları.....	108
Tablo 3. 43: Tsay (1986) Test Sonuçları	108
Tablo 3. 44: Keenan (1985) Test Sonuçları	109

KISALTMALAR

KISALTMALAR	BİBLİYOGRAFİK BİLGİLER
A.G.E	Adı Geçen Eser
A.YER	Aynı Yer
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AO	Additive-Outlier
AR	Otoregresif Ortalama Süreci
ARMA	Otoregresfi Hareketli Ortalama Süreci
BKZ.	Bakınız
C.	Cilt
COEFF.	Katsayı
DF	Dickey-Fuller
DGP	Veri Üretim Süreci
ENF	Enflasyon
EVDS	Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
GLS	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
IO	Innovatonaal-Outlier
ISS.	Issue
KPSS	Kapetanios, Philips, Snell ve Shin
KSS	Kapetanios, Shin ve Snell
LM	Lagrange Çarpanı
LNv	Leybourne, Newbold ve Vouglas
LP	Lumsdaine-Papel
LR	Likelihood Ratio
LS	Lee-Strazicicuh
LSTAR	Lojistik Dağılımlı Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç
MAX.	Maximum
MIC	Modifiye Edilmiş Bilgi Kriteri
MİN SSR	Minimum Kalıntı Kareler
MTAR	Momentum Eşik Otoregresif Süreç
NP	Narayan-Popp
OLS	Olağan En Küçük Kareler
OP.	Optimal
P.	Page
PP	Philips-Perron
REDK	Reel Efektif Döviz Kuru
S.	Sayfa
S.	Sayı
SAGP	Satın Alma Gücü Paritesi
SIC.	Schwarz Bilgi Kriteri
STAR	Yumuşak Geçişli Otoregresfi Süreç
TAR	Eşik Otoregresif Süreç

TEST İST.DEĞ.	Test İstatistik Deęeri
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
VB.	Ve Benzeri
VOL.	Volume
WDİ	World Development Indicator/Veri Bankası
ZA	Zivot-Andrews

GİRİŞ

Zaman serisi ekonometrisi alanında geçmişten günümüze birçok yöntem kullanılmaktadır. Serilerin analizi için kullanılan ilk yöntemler içerisinde durağanlık analizi yer almaktadır. Geleneksel durağanlık analizi, doğrusallık varsayımıyla analiz edilmektedir. Ancak yapılan son çalışmalarda ekonomide görülen krizlerin de etkisiyle serilerin stokastik sürecinde bir eğilim etkisi üzerinde durulmaktadır. Diğer bir ifadeyle zaman serilerinin savaşlar, krizler, politik değişimler vb. birçok olayın etkisiyle değişime maruz kaldığı bilinmektedir. Bu değişimler serilerde yapısal kırılmalara sebep olabilmektedir. Bir zaman serisindeki durağan-dışılığın varlığı bu kırılmalara da bağlanmıştır. Son yıllarda serilerdeki yapısal kırılmalara yönelik yapılan çalışmalar hızla artmış ve kırılmalar geçiş yapılarına göre doğrusal olmayan modellerle analiz edilmeye başlanmıştır. Doğrusal-dışılık yöntemiyle yapılan analizlerde pekçok serinin aslında doğrusal olmayan bir yapıda olduğu gözlemlenmektedir. Zaman serilerinin doğrusal olmayan model yapılarıyla analiz edilmesinin elde edilen sonuçların güvenilirliği açısından daha güçlü olduğu düşünülmektedir.

Çalışmanın temel amacı, yapısal kırılma kavramından yola çıkarak literatürde geliştirilen yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök testlerini incelemektir. Bu doğrultuda hem kırılmasız hem de kırılmalı birim kök testlerini sonuçlarıyla karşılaştırarak aralarındaki farklar irdelenmektedir. Ayrıca çalışmanın diğer amacı ise zaman serilerinde doğrusallık durumunun yapısal kırılmalı birim kök testlerinin sonuçları üzerindeki etkisini araştırmaktır. Bu bağlamda güncel gelişmeler de takip ederek, hem doğrusal hem de doğrusal olmayan kırılmasız ve kırılmalı birim kök testleri üzerinde durulmaktadır. Çalışmada son olarak Türkiye için Enflasyon ve SAGP serilerine doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testlerinin analiz sonuçları karşılaştırmalı olarak sunulmaktadır. Ayrıca farklı değişkenlere ait sonuçların karşılaştırılmasının yanı sıra SAGP serisi için farklı veri biçimlerine (aylık ve yıllık bazda) ait test sonuçları karşılaştırmalı olarak verilmektedir.

Birinci bölümde zaman serisi kavramına değinilerek durağanlık ve birim kök kavramları detaylıca açıklanmaktadır. Daha sonra doğrusallık varsayımı altında ele alınan kırılmasız birim kök testleri teorik alt yapısıyla irdelenmektedir. Bu birim kök

testleri ADF (1979), Philips-Perron (1988), KPSS (1992), ADF-GLS (1996) ve Ng-Perron (2001) belirlenmektedir. Bölüm içerisinde doğrusallık varsayımı altında ele alınan diğer birim kök testleri yapısal kırılmalı birim kök testleridir. Burada yapısal kırılma testleri kırılma yapıları ve sayılarına göre irdelenmektedir. Bu nedenle özellikle yapısal kırılma analizinde kırılmaların tek sayıda gerçekleştiğini savunan testlerinin yanı sıra, çok sayıda kırılmalı seri yapıları için de testler üzerinde durulmaktadır. Bu nedenle çalışmada tek kırılmalı olarak Perron (1989), Zivot-Andrews (1992), Perron (1997), Lee ve Strazicic (2004) birim kök testleri ve çok kırılmalı olarak Lumsdaine ve Papell (1997), Lee ve Strazicic (2003) ve Narayan ve Popp (2010) birim kök testlerine yer verilmektedir.

İkinci bölümde serilerin doğrusal olmaması durumunda doğrusallık varsayımı altında ele alınan birim kök testlerinde hatalı sonuçlar elde edilebileceği üzerinde durulmaktadır. Literatür çalışmaları son zamanlarda özellikle serilerin doğrusallık varsayımıyla ele alınamayacağı üzerinde yoğunlaşmaktadır. Doğrusal olmayan birim kök testleri zaman serisinde görülen “keskin” ve “yumuşak” geçişlerin modellenmesine dayanarak geliştirilen birim kök testleridir. Çalışmada; Enders ve Granger (1998), LNV (1998), Harvey-Milss (2002), KSS (2003), Sollis (2004, 2009), Hu ve Chen (2006), Pascalau (2007), Kruse (2011), Cuestas ve Garatt (2011), Kılıç (2011), Cuestas ve Ordonez (2014) ile Park ve Shintani (2016) birim kök testleri üzerinde durulmaktadır.

İkinci bölümün devamında doğrusal olmayan birim kök testleri yaklaşımından yola çıkarak, yapısal kırılmalı birim kök testleri (fourier birim kök testleri) ele alınmaktadır. Bu testler serilerde periyodik olarak görülen kırılmalara trigonometrik dönüşümle kırılma sayılarını ve kırılma tarihleriyle modelleyen birim kök testleridir. Periyodik olarak gerçekleşen bu kırılmalar fourier modeli ile toplamsal bir etkiyle modellenmektedir. Bu testler arasında; Becker, Enders ve Lee (2006) FKPSS, Enders ve Lee (2012) FADF ve Rodrigues ve Taylor (2012) FGLS birim kök testleri ele alınmaktadır. Son olarak çalışma kapsamında analizi yapılan serilerin doğrusal mı veya doğrusal olmayan bir yapıda mı olduğunun belirlenmesi için doğrusallığı-dışılık testleri ele alınmaktadır. Bu testler McLeod-Li, Kean, Tsay ve Chang-Tong testleridir.

Üçüncü ve son bölümde teorik alt yapıya dayanarak çalışmada yer verilen tüm testler Türkiye’ye ait enflasyon ve satın alma gücü paritesi (aylık ve yıllık) serilerine

uygulanarak bulgular deęerlendirilmektedir. SAGP serisine ait her iki türde ele alınan verilerle elde edilen sonuçlardaki farklılıęı belirlemek ve nihai olarak veri türüne göre serinin duraęanlık ve doğrusallık durumunun ortaya koymaya çalışılmaktadır. Ampirik bulgular, birim kök testlerinin sonuçlarına göre yapısal kırılmalı testlerle karşılaştırılarak iktisadi olarak yorumlanmaktadır. Süreç çerçevesinde serilere en uygun birim kök testlerinin hangisi olduęu belirlenmektedir. Bu kapsamda hem yapısal kırılma testlerinin detaylı analizi yapılarak sonuçlarla deęerlendirilmekte ayrıca literatür kapsamındaki dięer birim kök testleriyle karşılaştırmalı olarak ele alınmaktadır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL BİRİM KÖK TESTLERİ

1.1.ZAMAN SERİLERİ ANALİZİNE KISA BİR BAKIŞ

Zaman serisi, herhangi bir değişkenin periyodik zaman aralıklarında, zamana bağlı gözlenen veriler kümesidir. Gözlenen bu serilere ait veriler günlük, aylık, yıllık vb. zaman aralıklarına sahip olabilmektedir. Zaman serilerine ait veriler rassal olup sosyal hayatta karşılaştığımız birçok alana uygulanabilmekte ve beraber temel aldığı konuya dair geniş bir bilgi sunmaktadır. Dolayısıyla zaman serileri analizi için ele alınan veriler, araştırma konusuna dair araştırmacıya büyük bir kolaylık sağlamaktadır. Özellikle araştırmacı, içinde bulunduğu alana ilişkin geleceğe dair analizlerde zaman serilerinden yararlanabilir. Bu bağlamda zaman serileri makro ve mikro düzeydeki birçok değişkene uygulanabilmektedir. Örneğin; ekonomi, istatistik, tıp, mühendislik, pazarlama, firmaların üretimi ve satışları, firma stok takibi vb. geniş bir uygulama alanına sahiptir.

Zaman serisi verileri düzenli aralıklarla gerçekleşmektedir. Düzenli aralıklarla gerçekleşen bu veriler stokastik ve deterministik olarak ayrılmaktadır. Zaman serilerinin geçmiş değerlerinden tam olarak tahmin edilmesi serinin deterministik olması durumuyla ilgili iken, serinin kısmen tahmin edilebiliyor olması da stokastiklik özelliğinden kaynaklanır. Kuşkusuz zaman serileri genellikle olasılıklı rassal dağılan veri kümesinden oluştuğundan dolayı stokastik bir yapı sergilemektedir.

Sosyal yaşamda, ekonomik yapıların hareketliliği, sektöre göre mevsimsel etkiler ve politik kararlara bağlı değişimler gibi faktörler zaman serileri üzerinde dalgalanmalara neden olabilmektedir. Bu değişimler, serilerin belirli kalıplara bağlı olarak incelenmesini gerekli kılmaktadır. Teoride bu kalıplar; mevsimsellik, trend eğilimi, konjonktürel hareketler ve düzensiz hareketli kalıplar gibi sınıflandırılmaktadır.

İktisadi zaman serilerinde dış etkenlerden kaynaklı olarak serilerde bir eğilim söz konusu olabilmektedir. Bu eğilimler trend kalıplarını oluştururlar. Bunlar deterministik trend ve stokastik trend olarak adlandırılmaktadır. Deterministik trendli bir zaman serisinde uzun dönemli artma veya azalma şeklinde görülen eğilimlerdir. Bu

uzun dönemli eğilimler zamana bağlı olarak belirlenebilen bir özellik sergilemektedir (Dilişen, 2007:5). Stokastik trend ise olasılıksal bir yapıda olduğu ve ani şekilde görülen şokların etkisiyle oluştuğundan dolayı önceden tahmin edilememektedir.

Zaman serisi kalıplarında mevsimsel dalgalanmalar, aylık, haftalık, günlük olabildiğinden, oluşan dalgalanmalar mevsimlere göre farklı değerler alabilmektedirler. Buna ilişkin gözlem değerlerinde mevsimsellik özelliği, yılın belirli mevsim veya aylarında ihtiyaçlara bağlı olarak şekillenmektedir. Mevsimsel değişimlere; iklim değişimleri, dini inanışlar, kültürel yaşayış biçimleri, resmi tatiller ve çeşitli sosyal olaylar örnek verilebilir.

Konjonktürel kalıplar, ekonomide gerçekleşen olaylara bağlı olarak meydana gelen şokların ve benzer dalgalanmaların tekrarlanmasını ifade etmektedir. Konjonktürel dalgalanmalar, genellikle düzensiz ve periyodik olmayan saçılımlar gösterirler. Dalgalanma uzunluğu mevsimsel dalgalanmalardan farklılık arz etmektedir.

Düzensiz hareketler zaman serilerinde beklenmeyen ve anlık gerçekleşen olaylar sonucunda oluşmaktadır. Aykırı değerleri de ifade etmesinin yanı sıra genellikle hata terimine karşılık gelmektedir. Savaşlar, krizler, doğa olayları vb. olaylar düzensiz hareketlere örnek gösterilebilir.

Geleneksel zaman serilerinde tüm bu kalıplar modellenirken, toplamsal veya gibi çarpımsal formda sunulabilmektedir.

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad \text{ve} \quad Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot I_t \quad (1.1)$$

Burada Y_t , t zamanındaki seriye ait gözlemleri, T_t trend, S_t mevsimsellik, C_t konjonktürel ve I_t düzensiz hareket veya stokastik ε_t etkilerini ifade etmektedir.

1.2. ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK KAVRAMI

Herhangi bir zaman serisinin bir şok karşısında uzun dönemli bir hafızaya sahip olmaması yani şoka direnç göstermesi bu serilere ait geleceğe dair tahminlerin tutarlı olduğunu ve durağanlık koşulunu sağladıkları anlamına gelir. Durağan serilerin sahip olduğu koşullar zaman serilerinde zayıf veya kovaryans durağanlık olarak nitelendirildiğinden bir serinin durağan olabilmesi için zayıf durağanlığa bağlı olarak aşağıdaki koşulları sağlaması gereklidir.

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = \mu \quad (1.2)$$

$$\text{Varyans: } \text{Var}(Y_t) = E[(Y_t - \mu)^2] = \sigma^2 \quad (1.3)$$

$$\text{Kovaryans: } \text{Cov}(Y_1, Y_2) = E[(Y_{t_1+\tau})(Y_{t_2+\tau})] \quad (1.4)$$

Burada kovaryans gecikmeli iki zaman dönemini göstermektedir. Bu durumda $\text{Cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}) = \text{Cov}(Y_{t_1+\tau}, Y_{t_2+\tau}) = \gamma_{t_1, t_2} = \gamma_\tau$ olmak üzere Y_t zaman serisi değişkeni t_1, t_2 zamanına bağlı değil; $\tau = t_1 - t_2$ zaman aralığı arasındaki uzaklığa bağlı olmaktadır. Daha açık ifadeyle zaman serisi değişkeninin momentleri olan ortalaması ve varyansında da düzenli olarak bir değişimin gerçekleşmemesi yani sabit olmasını ifade etmektedir (Madalla, Kim, 1998: 10).

Zaman serileri analizinde yapılan çalışmalar genellikle serilerin durağan dışı bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Serilerde görülen bu durağan dışılığın sebeplerinden birisi olarak dış etkenlerin seri üzerinde mevsimsellik ve trend etkisi yaratması gösterilebilmektedir. Burada durağan olmama serinin durağanlık koşullarını sağlamamasından, yani momentlerinin zamanın fonksiyonu olarak hareket etmesinden kaynaklanır (1998: 10).

$$\text{Ortalama } E(Y_t) = \mu_t \quad (1.5)$$

$$\text{Varyans } \text{Var}(Y_t) = \sigma_t^2 \quad (1.6)$$

$$\text{Kovaryans } \text{Cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}) = E[(Y_{t_1} - \mu_{t_1})(Y_{t_2} - \mu_{t_2})] = \gamma_{t_1, t_2} \quad (1.7)$$

Durağan serilere ait ortalama, varyans ve kovaryans zamandan bağımsız hareket eden bir özellik sergilemektedir. Ancak durağan olmayan zaman serilerinin ortalama, varyans ve kovaryansları zamandan bağımsız olmamakta, yani varyansı sonsuza yaklaşmakta ve zamana bağlı olarak değişmektedir. Bir başka deyişle seriye ait otokorelasyonlar sifıra yaklaşmamaktadır.

Bu kapsamda öncelikli olarak serilerin sahip olduğu durağan olmama sürecinin belirlenmesi gerekmektedir. Herhangi bir zaman serisinin durağan olup olmadığının tespit edilmesi grafik, korelogram analizi gibi formel olmayan yaklaşımlar ile belirlenmeye çalışılsa da yeterli olmadığı kanısı hakimdir. Dolayısıyla bir zaman serisinin durağan olup olmadığının belirlenmesi formel bir yaklaşım sunan birim kök testleriyle belirlenmektedir. Y_t gibi bir seriye ait birim kök süreci:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

olarak gösterilmektedir. Burada hata teriminin $\{\varepsilon_t\} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ bağımsız ve özdeş dağılan temiz dizi olduğu varsayılır. Sürece ait hipotezler aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$H_0: |\phi_1| = 1$$

$$H_1: |\phi_1| < 1 \quad (1.9)$$

Burada model parametresi $-1 \leq \phi_1 \leq 1$ aralığında olmak üzere, birim kök sınavında yapılan genel bir yöntem, Y_t serisinin bir dönem gecikmeli değeri Y_{t-1} göre regrese edildiğinde ϕ_1 parametresi için sınav gerçekleştirilmektedir. Denklem (1.8) sıfır hipotezinde $\phi_1 = 1$ ile serinin durağan olmayan rassal yürüyüş sürecini ifade ederken, alternatif hipotezde $|\phi_1| < 1$ ile serinin durağan olduğu süreç tanımlanır.

Zaman serilerinin durağan-dışı olması durumunda (stokastik ve/veya deterministik) trendin etkisinden arındırılması ve durağanlığının sağlanması gerekir. Bu amaçla denklem (1.8)'de her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılmaktadır (Gujarati, Porter, 2009: 754-755).

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \phi_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= Y_{t-1}(\phi_1 - 1) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.10)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

Burada denklem (1.11) $\delta = \phi_1 - 1$ olarak tanımlanırsa, hipotezde $\delta = 0$ veya benzer olarak $\phi_1 = 1$ olması sebebiyle sıfır hipotezinin reddedilememesi sürecin birim köklü yani durağan olmadığını ifade etmektedir. Dolayısıyla $\delta < 0$ olması durumunda ise seri durağan bir yapı sergilemektedir.

Analizi yapılan Y_t serisinin durağan-dışı olup olmadığının belirlenmesi amacıyla ilgili parametrenin test istatistiğine başvurulur.

$$t_{\hat{\phi}_1} = \frac{\hat{\phi}_1 - 1}{sh_{\hat{\phi}_1}} \quad \text{veya} \quad t_{\hat{\delta}} = \frac{\hat{\delta}}{sh_{\hat{\delta}}} \quad (1.12)$$

Burada $\hat{\phi}_1$ parametresi için standart hata $sh_{\hat{\phi}_1}$ ve δ parametresi için de $sh_{\hat{\delta}}$ standart hatasını göstermektedir.

1.3.DOĞRUSAL BİRİM KÖK TESTLERİ

Zaman serileri analizinde doğrusallık varsayımı altında ele alınan yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök testleri geniş bir kapsama sahiptir. Bu bağlamda öncelikli olarak Nelson ve Plosser (1982) yılında Amerika’da birçok seriye doğrusallık varsayımı altında yapmış oldukları çalışmada, elde ettikleri bulgular doğrultusunda serilerin durağan olmadığını dolayısıyla fark durağan bir sürece sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Ancak Perron (1989) yılındaki çalışmasında bu kanıya atıfta bulunarak, seride görülen yapısal kırılmaları dikkate almamalarından dolayı gerçekte durağan olan serilerin fark durağan süreçle modellendiği ve bu durumda testlerin hatalı sonuçlara neden olduğu vurgulanmıştır. Bu nedenle çalışmamızın bu bölümünde doğrusallık varsayımıyla yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök testlerine değinilmektedir.

1.3.1.Doğrusal Yapısal Kırılmasız Birim Kök Testleri

Doğrusal yapısal kırılmasız birim kök testleri literatürde standart veya geleneksel olarak bilinen birim kök testleri çalışmamızın bu bölümünde irdelenmektedir. Doğrusallık varsayımı altında ele alınan bu testler Genişletilmiş Dickey-Fuller(1979), Philips-Perron(1988), Kapetanios, Philips, Snell ve Shin(1992), ADF-GLS(1996) ve Ng-Perron(2001) birim kök testleridir.

1.3.1.1.Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF-1979) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (DF, 1979) çalışmalarında Monte Carlo simülasyonunu temel alarak birim kökün varlığını test etmek için rassal ve durağan olmayan bir seri ve bu serideki δ parametre değerini tahmin etmeye yönelik bir metodoloji geliştirmişlerdir. Dickey-Fuller, denklem (1.11)’i OLS yöntemiyle tahmin edilmektedir. Ancak $\hat{\delta}$ parametre tahmini normal dağılım koşulunu sağlamadığından, sınama için t-istatistikleri yerine düzeltilmiş t-kritik değerlerini oluşturmuşlardır. Bu tablo aynı zamanda Dickey-Fuller τ (tau) tablosu olarak da bilinmektedir (Enders, 2009: 206).

Dickey ve Fuller (1979) testinde birim kökün varlığını ortaya çıkarmak için üç farklı model geliştirilmektedir. Bunlar:

$$\text{Sabitli ve Trendsiz: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

$$\text{Sabitli: } \Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

$$\text{Sabitli ve Trendli: } \Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

Belirlenen bu üç model arasındaki temel fark μ ve/veya β parametrelerine dayanır. Her üç model biçiminde de $\{\varepsilon_t\} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılır.

İlk modelde birinci dereceden otoregresif yani sabit ve trend etkisinin olmadığı model biçimidir. İkinci model sabitli ve son modelde de hem sabit hem de deterministik trend etkisi içerilmektedir (Enders 2009: 200). Her üç modelde de t-istatistiğinin kullanılması hatalı sonuçlara neden olacağından, Dickey-Fuller (1979)'un τ -istatistiği (tau) sırasıyla τ, τ_μ, τ_t kullanılmaktadır. Bu test istatistiğine ait kritik değerler Monte Carlo benzetimiyle belirlenmiştir. Durağanlığı test etmek için kurulan hipotezler şu şekildedir:

$$H_0: t_{\hat{\delta}} > \tau$$

$$H_0: t_{\hat{\delta}} < \tau \quad (1.16)$$

Burada birim kökün olduğu sıfır hipotezine karşın, birim kökün olmadığı alternatif hipotez sınanmaktadır. Hesaplanan τ istatistiği DF kritik değerinden küçükse ($t_{\hat{\delta}} < \tau$) H_0 red edilir. Yani Y_t serisi birim kök içermemekte ve durağan bir yapıya sahip olmaktadır. Aksine ($t_{\hat{\delta}} > \tau$) ise sıfır hipotezi red edilememekte ve serinin durağan-dışı bir yapı sergilemekte olduğu ifade edilir (Gujarati, 2004: 755).

DF (1979) birim kök testinde p. dereceden otokorelasyon sorununun dikkate alınmamasından doğan soruna çözüm bulabilmek için regresyon denkleminin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenir. Dickey ve Fuller hata terimlerinde p. dereceden otokorelasyon problemi olması durumunda durağan dışılık sınanması için birim kök testlerini geliştirmişlerdir (Madalla, Kim, 1998: 74-75). Bu işleme Genişletilmiş Dickey-Fuller testi (ADF) adı verilmektedir. Sabitsiz ve trendsiz AR(p) modeli şu şekilde yazılabilir:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.17)$$

Burada zaman serisinin daha yüksek seviyeden otoregresif süreçle tanımlanabildiği gösterilmektedir. Dolayısıyla zaman serisinin denklem (1.17)'deki biçimde tanımlanması durumunda hata terimi temiz dizi olma özelliğini kaybedecektir. DF(1979) birim kök testinde ifade edildiği üzere, hata teriminin temiz-dizi özelliğinin

sağlanamaması DF testini geçersiz kılacaktır. Bu nedenle denklemde (1.17)'de hata terimi $\varepsilon_t = \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + v_t$, Y_t değişkenin gecikmeli değerlerinin etkisinde olacaktır. Kalıntılardaki bu otokorelasyonun ortadan kaldırabilmek için regresyon modeline Y_t değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağ tarafına eklenmektedir. Denklem (1.17) farkı alındığında $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \delta_3 \Delta Y_{t-3} + \dots + \delta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t$ elde edilir ve δ_i olarak ifade edilen parametreler ϕ parametrelerinin genel fonksiyonlarıdır (Sevüktekin, Çınar, 2004: 335).

Bu bilgiler ışığında ADF testinde her üç model biçimi şu şekilde gösterilir:

$$\Delta Y_t - \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau\text{-istatistiği} \quad (1.18)$$

$$\Delta Y_t - \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau\text{-istatistiği} \quad (1.19)$$

$$\Delta Y_t - \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau\text{-istatistiği} \quad (1.20)$$

Her üç modelde de görüldüğü gibi ADF birim kök testi DF birim kök testinin genişletilmiş halidir. Dickey- Fuller (1979) birim kök testi için tanımlanan denklemlere ait model biçimlerine Y_t değişkeninin gecikmeli değerlerinin modele eklenmiş yani genişletilmiş biçimi denklem (1.18), (1.19) ve (1.20)'de gösterilmektedir. DF birim kök testinde değinilen hipotez sınamaları ve test istatistikleri ADF birim kök test sürecinde de geçerlidir.

Hata teriminde görülen otokorelasyon sorunu modele Y_t değişkenin gecikmeli değerlerinin eklenmesiyle giderilmektedir. Otokorelasyonlu modellerde OLS tahminleri etkin olmamaktadır. Bu durum hem hata terimine ait varyansın hem de model parametrelerine ait varyansın sapmalı olması problemine yol açmaktadır (Karaaslan, 2018: 9). Model tahminlerinde görülen otokorelasyon problemine çözüm olarak ADF birim kök testinde uygun gecikme uzunluğu p belirlenmesi için farklı yöntemler kullanılmaktadır. Aşağıda Schwert(1989) yöntemiyle maksimum gecikme uzunluğu aşağıdaki model ile hesaplanır.

$$p_{\max} = 12 * \left(\frac{\tau}{100} \right)^{1/4} \quad (1.21)$$

Burada gecikme uzunluğu maksimum değerine göre belirlendiğinden dolayı ek parametre sayısı serbestlik derecesinin azalmasına ayrıca testin gücünün de azalması

dolayısıyla birim köklü temel hipotezin reddini zorlaştırmaktadır. Optimal gecikme uzunluğu ise AIC ve SIC gibi bilgi kriterleri yardımıyla belirlenebilmektedir.

1.3.1.2. Philips-Perron(1988) Birim Kök Testi

Philips-Perron (PP, 1988), ADF birim kök testindeki klasik yaklaşımın aksine hatalar arasında zayıf bir ilişkinin olmasının yanında dağılımının da heterojen olabileceği görüşünü savunmaktadırlar.

Philips ve Perron parametrik olmayan test sürecini hata teriminin otokorelasyonsuz olmasına bağlı olarak ele almaktadırlar (Kaya, 2019: 27). Bu testle aslında hatalarla ilgili varsayımlardan yola çıkarak Dickey-Fuller test süreci daha kapsamlı bir hale getirilmiştir. Burada hata terimi varyansının zamana bağlı olarak değiştiği ve varyans değerlerindeki sürekli değişimin heteroskedasitiye işaret ettiği savunulmaktadır.

Philips-Perron test istatistikleri için model şu şekildedir:

$$Y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}Y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (1.22)$$

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2}T \right) + \tilde{\alpha}Y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (1.23)$$

Burada u_t hata terimi olmak üzere , $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$ OLS katsayılarını göstermektedir. Denklem (1.22) ve denkklem (1.23) için veri yaratma süreci aşağıdaki şekilde yazılır.

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (1.24)$$

Philips-Perron test istatistiği ADF birim kök testindeki hataların bağımsız ve sabit olmaması durumunda hatalardaki zayıf bağımlılık ve heterojenlik için test istatistikleri dönüştürülür. Denklem (1.22) ve (1.23) için geleneksel test istatistiklerinin parametre bağımlılıkları sorunu için dönüşümlü Z istatistikleri önerilmektedir (Philips, Perron, 1988: 335-336).

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \hat{\lambda}'\bar{m}_{yy} \quad (1.25)$$

$$Z(t_{\hat{\alpha}}) = (\hat{\mathcal{S}}/\hat{\sigma}_{T1})t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{T1}/\bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}} \quad (1.26)$$

$$Z(t_{\hat{\mu}}) = (\hat{\mathcal{S}}/\hat{\sigma}_{T1})t_{\hat{\mu}} + \hat{\lambda}'\hat{\sigma}_{T1}m_{yy}/\bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}}m_{yy}^{\frac{1}{2}} \quad (1.27)$$

Aynı şekilde denklem (1.23) için ise;

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \hat{\lambda}/M \quad (1.28)$$

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{T1})t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{T1}/M^{\frac{1}{2}} \quad (1.29)$$

$$Z(t_{\tilde{\mu}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{T1})t_{\tilde{\mu}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{T1}m_y/M^{\frac{1}{2}}(M + m_y^2)^{\frac{1}{2}} \quad (1.30)$$

$$Z(t_{\tilde{\beta}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_{T1})t_{\tilde{\beta}} - \tilde{\lambda}'\tilde{\sigma}_{T1}m_y/(\frac{1}{2}m_y - m_{ty})/(M/12)^{\frac{1}{2}}\bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}} \quad (1.31)$$

olarak ifade edilir. Philips-Perron testine ait istatistiklerin parametreleri aşağıdaki denklemlerle gösterilir:

$$m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2 \quad (1.32)$$

$$\bar{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - \bar{y})^2 \quad (1.33)$$

$$m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2 \quad (1.34)$$

$$m_{ty} = T^{-5/2} \sum ty \quad (1.35)$$

$$M=(1-T^{-2})m_{yy} - 12m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1})m_{ty}m_y + (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2})m_y^2\hat{\lambda} = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_{T1}^2 - \hat{s}^2) \quad (1.36)$$

$$\hat{\lambda}' = \hat{\lambda}/\hat{\sigma}_{T1}^2 \quad (1.37)$$

$$\tilde{\lambda} = \frac{1}{2}(\tilde{\sigma}_{T1}^2 - \tilde{s}^2) \quad (1.38)$$

$$\tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda}/\tilde{\sigma}_{T1}^2 \quad (1.39)$$

Buradaki Z istatistikleri geleneksel istatistiklerin regresyon hatalarının heterojenlik durumuna uygun olabilecek şekilde yenilenir. Teoremden ayrıca farklı büyüklüklere dönüştürülen Z istatistikleri uygulanır ve buradaki dönüşümler bu etkileri asimptotik olarak elimine etmek için belirlenir.

1.3.1.3.KPSS (1992) Birim Kök Testi

Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin (KPSS, 1992) yılındaki çalışmalarında ADF birim kök testi hipotezinden farklı olarak, sıfır hipotezi altında serinin durağan olduğu ve alternatif hipotezde ise serinin durağan-dışı olduğu savunulur. KPSS testinde amaç seri deterministik trendden arındırıldıktan sonra durağan olup-olmadığının analiz edilmesidir. Sıfır hipotezinin trend durağan olması durumunda rassal yürüyüş hipotezine ait varyans sıfır olacaktır.

KPSS birim kök testi için kurulan model doğrusal deterministik bir trend, rassal bir yürüyüş ve durağan bir hatanın toplamından meydana gelmektedir.

$$Y_t = \psi_t + r_t + \varepsilon_t \quad (1.40)$$

Burada $t=1, \dots, T$, $r_t = r_{t-1} + u_t$ rassal yürüyüşü, t deterministik trendi ve ε_t durağan hataları tanımlamaktadır. Aynı zamanda $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma_u^2)$ olmak üzere durağanlık hipotezine göre varyans sıfır ($\sigma_u^2 = 0$) olarak varsayılır. Modelde r_0 başlangıç değeri ve sabit olarak ele alınır. Ayrıca hata teriminin (ε_t) ise sabit ve durağan $\text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olduğu kabul edilir (Yonheol, Schmidt, 1992: 388). KPSS testinde ε_t , Y_t 'nin sabit ve zaman (t) üzerindeki kalıntıların kısmi süreç toplamı aşağıdaki denklemle ifade edilir.

$$S_t = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (1.41)$$

Durağan hataların uzun dönem varyansı ε_t ; $\sigma = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E[\sum_{t=1}^T \varepsilon_t]^2$ ve Newey-West (1987)'nin varyansı σ^2 tahmini aşağıdaki biçimdedir.

$$s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (1.42)$$

Burada $w(s, l) = 1 - \frac{s}{l+1}$, $s^2(l)$ 'nin negatif olmamasını garantilemek için $s^2(l)$ 'nin sıfır hipotezi altında, gecikme parametresi $l \sim \infty$ iken $T \sim \infty$ olması gerekir. Dolayısıyla $l = o(T^{1/2})$ oranı tahmincisi hipotezlere uymalıdır. KPSS test istatistiği sıfır hipotezi için şu şekilde ifade edilebilir:

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (1.43)$$

Burada $n(l)$ notasyon istatistiklerin gecikmeye bağlı olduğunu göstermek için kesme parametresi (l) kullanılır. Hesaplanan $\hat{\eta}$ değeri tablo değeriyle karşılaştırılması sonucunda eğer tablo değerinden büyükse seriye ait durağanlığı gösteren sıfır hipotezi red edilir. Aksi durumda ise yani $\hat{\eta}$ değeri tablo değerinden küçük olursa sıfır hipotezi reddedilemez (Yonheol, Schmidt, 1992: 388).

1.3.1.4. Ng-Perron (2001) Birim Kök Testi

Ng-Perron (2001) birim kök testi Philips-Perron birim kök testinde hata terimlerinde oluşan boyut dağılım çarpıklığını ortadan kaldırmak ve aynı zamanda birim kök testlerinin gücünü arttırmak için geliştirilen alternatif bir testtir. Burada hareketli ortalama -1 değerine yakınsadığında hata teriminde boyut dağılım çarpıklığı

oluşmaktadır. Ng-Perron (2001) birim kök testleri M-testleri olarak adlandırılmaktadır. Çarpıklık sorunundan dolayı k gecikme uzunluğu en küçük değeri almaktadır (Perron, Ng, 1996:435-437).

Yukarıda da ifade edildiği üzere Ng-Perron testinin iki amacı vardır. Birincisi PP testinde hata teriminin boyut bozulmalarının kaynağının ve spektral yoğunluk hacminin belirlenmesidir. İkinci amacı ise Ng-Perron testine ait test istatistiklerinin PP test istatistikleri ile karşılaştırılmasıdır.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.43)$$

Burada $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olarak ifade edilmektedir. Ng ve Perron geliştirmiş oldukları test daha önce de ifade edildiği gibi, PP testinde Z_a 'nın dönüştürülmesiyle MZ_a testi elde edilir.

$$MZ_a = (T^{-1}Y_T^2 - s^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_t^2)^{-1} \quad (1.44)$$

Denklemin tekrar yazılmasıyla,

$$MZ_a = Z_a + (T/2) (\hat{\Phi}_1 - 1)2 \quad (1.45)$$

elde edilir. Burada $(T/2) (\hat{\Phi}_1 - 1)2$ terimi değişim faktörü olarak gösterilir. Standart varsayımlar altında, $\hat{\Phi}_1 \sim 1$ olması aynı zamanda MZ_a ve Z_a 'nın asimptotik eşdeğer olmasını sağlamaktadır. MZ_a ve Z_a 'nın kritik değerleri aynı kabul edilir (Perron, Ng, 1996:435-437).

Ng-Perron önermiş oldukları ikinci test istatistiği MSB istatistiğidir:

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} \quad (1.46)$$

MSB test istatistiği, sıfır hipotez durumunda serinin birim köklü hipotezini etkili bir şekilde test etmektedir. Test istatistiği alternatif hipotez altında ise sıfıra meyillidir. Dolayısıyla hesaplanan MSB test istatistik değeri, MSB kritik değerinden küçük çıkıyorsa birim kök hipotezi reddedilir. Yani seri alternatif hipotezde durağan olarak kabul edilir. Burada dikkate alınması gereken tüm testler arasında, sadece MSB testinin alt sınırı sıfırdır. MSB, PP testinin değiştirilmiş hali olmak üzere aralarındaki ilişki aşağıda ifade edildiği şekildedir.

$$Z_t = MSB * Z_a \quad (1.47)$$

PP testinin modifiye edilmiş versiyonu olan $MZ_t = MSB * MZ_a$ yardımıyla şekilde gibidir:

$$MZ_t = Z_t + (1/2)(\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 |s^2)1/2(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (1.48)$$

MZ_t olarak tanımlanan test PP testine ait Z_t 'nin değiştirilmiş versiyonu olarak bilinmektedir. Dikkat edilmesi gereken başka bir konu olarak test istatistiğinin belirlenmesi için σ^2 ve σ_ε^2 tahmini için test istatistikleri gereklidir. Burada σ^2 tahmini için s^2 'ler seçilmektedir. Bu kapsamda ilk varsayım σ^2 bilindiği ve ikinci varsayım ise otoregresif spektral yoğunluk tahmincisi

$$s_{AR}^2 = s_{\varepsilon k}^2 / (1 - \hat{b}(1))^2 \quad (1.49)$$

şeklindedir. Denklem (1.49)'de $s_{\varepsilon k}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{tk}^2$, $\hat{b}(1) = \sum_{j=1}^k \hat{b}_j$ ve \hat{b}_j ile $\{\hat{\varepsilon}_k\}$ formları aşağıdaki genelleştirilmiş otoregresyon modeliyle belirlenir:

$$\Delta Y_t = b_0 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_{tk} \quad (1.50)$$

Said ve Dickey Fuller (1984) eğer $k = o(T^{1/3})$ ve $a = 1$ sıfır hipotezi altında u_t 'nin köklerinin birim çemberden uzaklaştığını arttırılmış otoregresif denklemi (1.50)'de ifade edilmiştir. Aynı zamanda arttırılmış otoregresif denklemi sonuçlarından s_{AR}^2 tutarlılığını sağlamaktadır (Perron, Ng, 1996:438).

Dönüştürülmüş test istatistiklerinden başka Ng ve Perron çalışmalarında MP_T^{GLS} test istatistiğini de geliştirmişlerdir. Bu test DF-GLS testinin değiştirilmiş versiyonudur. Ng ve Perron çalışmalarında sabit, hem kesme hem de trend durumunda iki farklı model biçimine değinilir:

İlk olarak seride kesme olduğunda MPT test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$p = 0 \quad MP_T^{GLS} = [\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{Y}_T^2] / s_{AR}^2 \quad (1.51)$$

İkinci durumda ise seride trend ve kesme olması koşuluyla oluşturulan formül aşağıdaki gibidir.

$$p = 1 \quad MP_T^{GLS} = [\bar{c}T^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{Y}_T^2] / s_{AR}^2 \quad (1.52)$$

AIC ve SIC bilgi kriterleri Ng ve Perron testinde hareketli ortalama (MA) yapısı göz önünde bulundurularak değiştirilmiştir. Bilgi kriterlerinin değiştirilmiş hali MIC olarak adlandırılır.

$$\text{MIC}(k) = \ln(\hat{\sigma}_p^2) + \frac{c_T(\tau_T(k)+k)}{T-k_{\max}} \quad (1.53)$$

Denklem (1.53) 'de modele dahil edilen bilgi kriterlerinin değiştirilmiş versiyonu gösterilir. Çalışmada AIC bilgi kriterinin dönüştürülmüş hali olan MAIC için $c_T = 2$ iken SIC bilgi kriterinin dönüştürülmüş edilmiş hali olarak MSIC için $c_T = \ln(T - k_{\max})$ olduğu ifade edilmektedir.

1.3.1.5.ADF-GLS (1996) Birim Kök Testi

ADF-GLS testi temelde serinin sabit ve trendden arındırılması için geliştirilen birim kök testidir. Bu testin uygulanabilmesi için modelde deterministik trend ve/veya kesme (sabit) teriminin olması gerekir.

ADF- GLS testi, ADF birim kök testine göre bazı farklılık ve üstünlüklere sahiptir. ADF-GLS birim kök testi varyans tahminleri için daha iyi bir sonuç vermekte ve aynı zamanda asimptotik bir dağılım göstermesi bakımından da ADF birim kök testinden daha üstündür. ADF-GLS testi için geliştirilen model biçimi aşağıda ifade edildiği şekildedir:

$$Y_t = dt + u_t \text{ ve} \quad (1.54)$$

$$u_t = au_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.55)$$

Burada $t=1, \dots, T$ olmak üzere dt deterministik ve ε_t sıfır ortalaması olan durağan hata terimi süreci gösterilir. Burada amaç sıfır hipotezine $a = 1$ karşın alternatif hipotez $\tilde{a} < 1$ test etmektir. Alternatif hipotezde yer alan $\tilde{a} = 1 + \tilde{c}/T$ olarak işleme alınmaktadır. Serinin trendden arındırılma işlemi $y_t^d = y_t - \beta'Z_t$ olmak üzere denklemi(1.56) ile hesaplanır.

$$\tilde{Y}_t = Y_t - \beta'Z_t \quad (1.56)$$

Asimptotik optimal $a=1$ testinin elde edilmesi dt değeri bilinmediğinde zorlaşır. Bu nedenle $dt = \beta'Z_t$ olarak gösterilmektedir. $Z_t = (1, t)$ seride sabit ve trend olması durumunda dikkate alınırken seride sadece kesme olduğunda ise $Z_t = 1'$ olarak ifade edilmektedir (Elliott, Rothenberg, Stock, 1996: 815).

Elliott, Rothenberg ve Stock (ERS-1996) birim kök testi için trendden arındırılmış serinin klasik ADF testi uygulanarak hesaplanan değerler kritik değerlerle karşılaştırılması sonucunda durağanlık durumuna bakılır.

$$P_T = [S(\bar{a}) - \bar{a}] / s_{AR}^2 S(1) \quad (1.57)$$

Burada $S(\bar{a})$; $S(1)$ $a = 1$ yokluk hipotezi tahmini sonucunda kalıntı kareler toplamıdır (Bayat, 2011: 25). Sabitli model için klasik DF kritik değeri tablosu kullanılırken sabit ve trendli model için ERS(1996) tarafından geliştirilen kritik değeri tablosu kullanılır.

1.3.2. Doğrusal Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Nelson ve Plosser (1982), ABD’de birçok seriye uyguladığı çalışmasında serilerin genellikle birim köklü olduğu savunulmaktadır. Ancak Perron (1989) çalışmasında tüm serilerin birim köklü yapıda olmadığını ortaya koymuştur. Buna göre serinin birim köklü süreçle ifade edilmesinin nedeni olarak makroekonomik değişkenlere ait zaman serilerinde meydana gelen politika değişiklikleri, büyük krizler, fiyat şokları ve benzeri olayların serinin eğiliminde değişimlere neden olacağı üzerinde durulmaktadır. Nitekim Perron (1989) çalışmasında 1929 büyük bunalımını örnek göstermektedir.

Serilerdeki bu eğilim veya değişim “yapısal kırılma” olarak tanımlanır. Yapısal kırılmaları ele alan çalışmalarda, yapısal kırılmasız birim kök testlerinde dikkate alınmaması nedeniyle elde edilen sonuçlar ekonometrik ve istatistiksel sorunlara neden olacağı vurgulanmaktadır.

Perron (1989)’daki çalışmasında, ele alınan serilerde görülen kırılmaların veya değişimlerin serinin düzeyinde ve/veya eğiminde gerçekleşmesi nedeniyle durağan dışı bir yapı sergilediği görüşünün hatalı olduğu aslında bu kırılmaların serinin seyrini değiştirmede aksine deterministik trend etrafında durağan bir yapıda olduğu vurgulanmaya çalışılır. Geliştirilen yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri kullanıldığında, kırılmasız birim kök testlerine göre durağan olmayan serilerin, durağan olduğu birçok çalışmada yer almaktadır. Bu testler serinin düzeyinde ve/veya eğiminde gerçekleşen kırılmaların ne zaman gerçekleştiği ve seride ne şekilde gerçekleştiğinin analizi yapılmaktadır. Model biçimleri serinin düzeyinde bir kırılma için Model A, eğimdeki kırılmayı temsil eden Model B ve hem düzey hem de eğimdeki kırılma için de Model C ile ifade edilir. Uygulanan yöntem kırılmaların temsil edilmesi için regresyon modeline kukla değişken eklenmektedir.

Perron (1989) çalışmasında seride gerçekleşen kırılma yapılarını modellemek için bazı yöntemler önermiştir. Bunlar serinin ortalamasında ani bir değişiklik için toplamsal sapmalı (additive outlier-AO) model ve yavaş yavaş yani aşamalı olan değişim için de kademeli sapmalı (innovation outlier-IO) modeldir.

1.3.2.1. Tek Kırılmalı Birim Kök Testleri

Çalışmanın bu bölümünde doğrusallık varsayımı altında Perron (1989)'un çalışmasına dayanarak geliştirilen, kırılma yapılarına ve sayılarına dayanan bir birim kök test sürecine değinilmektedir. Yapısal kırılmalı birim kök testlerinde seride gerçekleşen kırılmaların önsel bilinmesi yani dışsallık (egzojen) varsayımı veya veri üretim süreci içerisinde belirlenmesi ise içsellik (endojen) varsayımına göre değerlendirilir. Serideki kırılmaların içsel veya dışsallık varsayımına göre ele alınmasının yanı sıra kırılma sayılarına göre de ele ayırım yapılmaktadır. Bu nedenle çalışmamızda kırılma sayılarına göre birim kök testlerini sınıflandırılarak; Perron(1989), Zivot-Andrews(1992), Perron(1997) ve Lee-Strazicich (2004) tek kırılmalı birim kök testleri ele alınmaktadır.

1.3.2.1.1. Perron (1989) birim kök testi

Makroekonomik tüm serilerin fark durağan süreçle ifade edilmesinin hatalı sonuçlara sebep olacağı savunulan Perron(1989) çalışmasında, serilerin deterministik trendle durağan bir yapı sergileyebileceği gösterilmektedir (Perron, 1989:1361).

Perron(1989) çalışmasında ekonomide gerçekleşen iki büyük şokun yani 1929 Büyük Buhan ve 1973 Petrol Krizinin birçok serinin düzey ve/veya eğiliminde değişimlere sebep olduğu vurgulanmaktadır. Buna göre 1929 ekonomi krizinin serinin ortalamasında ve 1973 petrol krizinin ise serinin eğiminde değişimlere sebep olduğu ifade edilmektedir (Perron, 1989: 1362-1363). Perron(1989) bu şokların önceden bilindiği varsayımına dayanarak birim kök test sürecinde bunları dışsal(egsojen) kabul etmektedir. Dışsallık varsayımıyla yapılan analizlerde, seride gerçekleşen tek yapısal kırılmanın serinin eğiliminde kalıcı bir etkisi olmamaktadır. Buna göre serideki şokların arındırılmasıyla serinin deterministik trend durağan sürecinin elde edileceği belirtilmektedir. Doğrusal kırılmasız birim kök testlerinde kırılmaların dikkate alınmaması, birim kökü içeren sıfır hipotezinin reddedilememesi sorununun yaşandığı ve şokların kalıcı etki bıraktığı sonucuna ulaşılır. Nitekim bu sonuç hatalı bir sonuçtur.

Perron (1989) modellemelerinde tek yapısal kırılmanın gerçekleştiği varsayımı altında, birim kök testini T sayıda serinin (T+1 gözlemle) $\{Y_t\}_0^T$ şeklinde TB ($1 < TB < T$) aralığındaki TB tek kırılma noktası ile ifade edilmektedir. Modelleme süreci üç farklı model yapısı ile gösterilmektedir. İlk model serinin sabitinde (düzeyinde) bir kırılma Model A, ikinci model serinin eğiminde (büyümesinde) bir kırılma Model B ve üçüncü modelde ise serinin hem sabitinde hem de eğimindeki bir kırılma Model C olarak ele belirtilir.

Sıfır Hipotezleri:

$$\text{Model A : } Y_t = \mu + dD(TB)_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.58)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu_1 + Y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t \quad (1.59)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu_1 + Y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t \quad (1.60)$$

$$D(TB) \begin{cases} 1 & t = T_B + 1 \\ 0 & d.d \end{cases} \quad DU_t \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & d.d \end{cases}$$

Alternatif Hipotezler:

$$\text{Model A: } Y_t = \mu_1 + \beta_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t \quad (1.61)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu_1 + \beta_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t \quad (1.62)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + \varepsilon_t \quad (1.63)$$

$$DU_t \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & d.d \end{cases} \quad DT_t^* \begin{cases} DT_t^* = t - T_B & t > T_B \\ 0 & d.d \end{cases}$$

Burada D(TB) düzey değişim ve DU_t eğim değişim kuklası olarak tanımlanır. Model A sıfır hipotezi altında stokastik trend sürecini ifade ederken, alternatif hipotez altında ise serinin trend durağan bir sürece sahip olduğunu savunulur. Alternatif hipotez altında $(\mu_2 - \mu_1)$ arasındaki fark kırılma zamanında trend durağan sürecin ortalamasında meydana gelen değişimi göstermektedir.

Model B birim köklü sıfır hipotezi ile eğimde tek kırılma olduğu ifade edilirken, alternatif hipotezde ise deterministik trendle durağan bir süreç ifade edilir. Alternatif hipotezinde $\beta_2 - \beta_1$ farkı eğimdeki değişimi belirtilmektedir (Yıldırım, 2012: 58).

Serinin hem sabitinde hem de eğiminde tekli kırılma Model C olarak açıklanır (İşlek, 2017: 17). Burada DU_t kukla değişkeni ile düzeydeki tek kırılma ve DT_t ile eğimdeki tek kırılma gösterilir.

Perron(1989) A, B ve C modelleri için sıfır ve alternatif hipotez altında ADF regresyonuna kukla değişkenler eklenmiş hali aşağıdaki şekildedir:

$$Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.64)$$

Denklem (1.18) –(1.20) kukla değişken eklenmesiyle;

$$Y_t = \mu^A + \theta^A DU_t + \beta^A t + d^A D(TB)_t + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.65)$$

$$Y_t = \mu^B + \theta^B DU_t + \beta^B t + \gamma^B DT_t^* + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.66)$$

$$Y_t = \mu^C + \theta^C DU_t + \beta^C t + \gamma^C DT_t + d^C D(TB)_t + a^C Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.67)$$

Burada d^A, d^B, d^C parametrelerinin sıfır hipotezi altında sıfırdan farklı değerler alması beklenmesinin yanı sıra alternatif hipotez altında ise sıfıra yakın değerler alması beklenir (Perron, 1989: 1381)

Perron(1989) birim kök testinin uygulanması için aşamalar aşağıdaki şekilde sıralanabilir.

Birinci adımda uygun kırılma zamanın ve modelin önsel olarak belirlenmesi için seriye ait grafik çizilir. Daha sonra bu model için OLS tahmini yapılır ve artıkları elde edilir. Buradaki kalıntılar trendsiz seriyi temsil etmektedir (Ayşin, 2008: 32).

İkinci adımda kalıntılar $\varepsilon_t = Y_t^i$ olmak üzere $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ denkleminde $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ hatalar elde edilir.

Son olarak seriye ait test istatistik değeri aşağıdaki şekilde belirlenir.

$$\tau = \frac{\tilde{\rho}^i - 1}{S_{\tilde{\rho}^i}} \quad (1.68)$$

Test denkleminde ait hipotezler aşağıdaki şekildedir:

$$\begin{aligned} H_0: \tilde{\rho}^i &= 1 \\ H_1: \tilde{\rho}^i &< 1 \end{aligned} \quad (1.69)$$

Hesaplanan değerler kritik değerlerle karşılaştırılır (Madalla, Kim, 1998:400). Sıfır hipotezinin red edilememesi serinin birim köklü olduğunu ancak sıfır hipotezinin red edilmesi durumunda ise serinin trend durağan olduğu ve yapılan işlemin serinin durağanlığı üzerinde etkili olduğu belirtilmektedir.

Kırılma öncesi örneklemin toplam örnekleme bölünmesi ile kırılma noktası $\lambda = \frac{T_B}{T}$ oranından elde edilir ve λ değeri $[0,1]$ sınırlayıcı dağılımlar aralığında değerler almaktadır. Burada λ ; 0 veya 1 değerine eşit çıkmaz ise yapısal kırılma olmakta ve birçok modele ait kritik değerler mutlak değer olarak DF kritik değerinden daha küçük olduğu ifade edilir (Madalla, Kim, 1998:400).

1.3.2.1.2.Zivot-Andrews (1992) birim kök testi

Zivot ve Andrews (ZA-1992) çalışmalarında Perron (1989) testinde kırılma zamanının dışsal (eksojen) kabul edilmesi varsayımını esnetmişlerdir. ZA(1992) yaklaşımında seride gerçekleşen kırılmayı modele içsel(endojen) olarak dahil etmektedirler. ZA(1992) endojen yapısal kırılmalı birim kök testinde sıfır hipotezi altında seride yapısal kırılmaların dikkate alınmamaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilememesi hatalı bir sonuç olarak alternatif hipotez aleyhinde sahte reddetmelere neden olacağı ifade edilmektedir (Lee, Strazicic, 2003:1082).

Zivot ve Andrews (1992) testi her bir kırılma dönemi için endojen yapısal kırılma testidir. Kırılma tarihinin belirlenmesi ADF t- istatistiğinin minimum olduğu dönem olarak seçilmektedir. Zivot ve Andrews (1992) kritik değerleri Perron (1989) testindeki kritik değerlerden farklıdır. Buradaki fark ZA (1992) testinde kırılma zamanının önceden değil, bir tahmin sürecine bağlı olarak belirlenmesinden kaynaklanmaktadır (Glynn, Perara, Verma, 2007: 67). ZA testinde sıfır hipotezi altında her üç model için kayan rassal yürüyüş süreci modellenmektedir:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + e_t \quad (1.70)$$

Diğer bir ifadeyle ZA (1992) testi sıfır hipotez altında yapısal kırılma olmadığı ve serinin birim köklü olduğunu, alternatif hipotez altında ise seride içsel kırılma tarihi ile trend durağan bir süreci temsil etmektedir (Byrne, Perman, 2006: 10).

Perron(1989)'da (1.18)-(1.20) denklemlerinde hesaplanan istatistikler dikkate alınır.

$$t_{\alpha^i} = (\lambda) \quad i = A, B, C \quad (1.71)$$

Burada $\alpha^i = 1$ ile standart t istatistiği temsil edilir. Bu istatistikler $\lambda = T_B/T$ kırılma noktasının konumuna bağlı olarak belirlenir. Denklem (1.71) kullanılarak birim kök sıfır hipotezinin reddi $t_{\alpha^i}(\lambda) < k_{\alpha}(\lambda)$ olarak gösterilir. Burada $k_{\alpha}(\lambda)$; sabit bir denklem (1.71) asimptotik dağılımla α 'nın kritik değerinin boyutunu belirtilmektedir. Önceki görüşlerle tutarlı olarak denklemi (1.70) için denklem (1.71) istatistiklerini kullanarak sıfır hipotezi için en uygun kırılma noktası seçilir ve $\alpha^i = 1$ testi ($i=A,B,C$) tek taraflı t-istatistiğini minimum yapan kırılma noktası elde edilir. Minimum t istatistikleri sıfır hipotezinin reddine eğilimli olmaktadır.

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \wedge} t_{\alpha^i}(\lambda) \quad i = A, B, C \quad (1.72)$$

Burada $\wedge (0,1)$ kapalı alt küme değerleri tanımlamak üzere $\hat{\lambda}_{inf}^i$ en küçük değer olarak gösterilir. ZA (1992) denklem (1.70) temel hipotezle kukla değişken doğrulanabildiği için D(TB) gerek kalmamaktadır. Bundan dolayı Perron'un ADF test stratejisine göre birim kökü test etmek için Zivot ve Andrews(1992) için aşağıdaki regresyon denklemleri kullanılmaktadır:

Model A:

$$Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_i^A \Delta Y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (1.73)$$

Model B:

$$Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \gamma^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_i^B \Delta Y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (1.74)$$

Model C:

$$Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \gamma^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_i^C \Delta Y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (1.75)$$

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & t < T\lambda \\ 0 & \text{d. d} \end{cases} \quad DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T_B \\ 0 & \text{d. d} \end{cases}$$

Burada \hat{e}_t temiz dizi özelliği gösteren hata terimini, t zamanı ve Δ ile fark operatörü gösterilmektedir. Hataların otokorelasyonsuzluğu için modele ΔY_{t-i} eklenir. Modeldeki serilerin $j = 2/T$ ve $j = (T - 1)/T$ aralığındaki kırılma noktası $\lambda=T_B/T$ ile (2.39)-(2.41) denklemleri OLS ile tahmin edilir. Kırılma noktası tahmini $\hat{\lambda}$ şeklindedir. Denklem (2.39) ve (2.41) de (TB) gölge değişkenini hariç tutmanın etkisi, $\alpha = 1$ testinin mutlak

değerce t istatistiğinin büyüklüğünü artırmaktadır. Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçükse birim köklü temel hipotez reddedilemez yani seri durağan dışıdır. Uygun model seçiminde ise C modelinde yer alan DU_t ve DT_t^* parametrelerin anlamlılığı dikkate alınır ve karar verilir. ZA(1992), Model B için toplamsal sapmalı (Additive-Outlier) yerine aşağıda gösterilen intervention model regresyon biçimini kullanmışlardır.

$$\tilde{Y}_t^B = \hat{\alpha}^B Y_{t-1}^B + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.76)$$

Denklemden yer alan \tilde{Y}_t^B değişkeni Y_t serisinin sabit, trend ve DT_t^* regresyonundan elde edilen kalınları göstermektedir (Zivot, Andrews, 1992: 27).

1.3.2.1.3. Perron (1997) birim kök testi

Perron (1989) çalışmasında eğim ve sabitteki tekli kırılma noktasının dışsal olarak belirlendiği görüşünün aksine Perron (1997)'de yaptığı çalışmada bu kırılma noktasının dışsal olarak belirlenemeyeceğini, veri üretim sürecinde içsel (endojen) olarak belirleneceğini ifade etmektedir (Glynn, Perara, Verma, 2007: 65). İçsel birim kök testlerinin amacı analizlerde kırılma noktalarının tahmininin doğru yapılmasıdır. Bu nedenle doğru tahmin için ZA(1992) ve Perron(1997) birim kök testleri kırılma noktasını içsel(endojen) olarak belirlemektedir (Lee, Strazicic, 2001: 536).

Kademeli Sapmalı (Innovational Outlier-IO):

Modelin sabitinde tek kırılmanın kademeli bir şekilde gerçekleştiği varsayımını temel almaktadır. Burada $\alpha = 1$ temel hipotezinin sınanması t istatistik değerleriyle hesaplanmaktadır.

Model A: Sabitte Kırılma Modeli

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma D(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1.77)$$

$$D(TB)_t = \begin{cases} 1 & t = T_B + 1 \\ 0 & \text{d. d} \end{cases} \quad DU_t = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & \text{d. d} \end{cases}$$

Burada T_B trend fonksiyonundaki kırılma zamanını göstermektedir.

Toplamsal Sapmalı (Additive Outlier-AO) Modeli:

Modelin eğimde gerçekleşen tek kırılmanın ani bir şekilde gerçekleştiği görüşü altında ele alınır. Bu model iki aşamalı olarak şu şekildedir:

Model B: Trendde Kırılma Modeli

$$Y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \hat{y}_t \quad (1.78)$$

$$DT_t^* = \begin{cases} 1 & (t > T_B)(t - T_B) \\ 0 & \text{d.d} \end{cases}$$

Birinci adımda trendden arındırma işlemi uygulanır. OLS ile tahmin edilen modelin kalıntıları belirlenir. İkinci aşamada $\alpha = 1$ temel hipotezi t istatistik değeriyle test edilir.

$$\hat{y}_t = \alpha \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \hat{y}_{t-i} + e_t \quad (1.79)$$

Burada $\alpha = 1$ kısıtının t istatistik değeri $t_a(i, T_B, k)$ ($i = 1, 2, 3$) model için test gerçekleştirilir. Burada T_B ve k bilinmediği varsayımında, T_B kırılma zamanı ve k daha önce de belirtildiği gibi gecikme parametresini göstermektedir (Shrestha, Chowdhury, 2005: 36-37).

Model C: Sabitte ve Trendde Kırılma Modeli

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1.80)$$

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

Burada kırılmanın hem sabit hem de eğimde gerçekleştiği varsayılır.

Perron (1997) çalışmasında, iki önemli ampirik probleme dikkat çekmektedir. Birincisi kırılma noktasının belirlenmesi ve ikinci olarak da k gecikme sayısının belirlenme problemidir. Hem kırılma noktasının hem de gecikme sayısının bilinmediği varsayımı altında bazı yöntemler kullanılmaktadır. Gecikme katsayısı k'nın belirlenmesi son gecikme katsayı değerine ait t istatistik değerinin genelden özele yaklaşımıyla uygun gecikme katsayısı k* belirlenir ve k* seviyeden regresyon denklemindeki en son gecikmeye ait katsayı anlamlı olup k* dan daha büyük değerler için anlamsız olmaktadır. Kırılma zamanı T_B 'nin belirlenmesi için öncelikle $\alpha = 1$ hipotezinin minimum olduğu istatistik değeri tercih edilmektedir. Daha sonra değişken parametrelerinin yani düzey için θ ve eğim için δ test istatistik değerlerinin t_δ ve t_θ minimum olduğu kırılma noktası belirlenmelidir. Yani t_{δ} ve t_{θ} istatistiklerini mutlak değerce maksimum olanı seçilir (Karaaslan, 2018: 23). Gecikme sayısının arttırılması sonucu testin gücü azaldığından dolayı az sayıda gecikme kullanılması önerilmektedir.

1.3.2.1.4. Lee- Strazicich (2004) birim kök testi

Lee ve Strazicich (LS-2004) çalışmasında sıfır ve alternatif hipotez altında içsel tek kırılmanın gerçekleştiği varsayımı ile kırılmalı yeni bir test geliştirmişleridir. Bu birim kök testinde ana düşünce sıfır hipotezinin reddi birim kökün reddini değildir. Diğer bir ifadeyle sıfır hipotezinin red edilmesi yapısal kırılmasız birim kökün reddini gerektiği üzerinde durulur. LS (2004) birim kök testi Lagrange Çarpanı (LM) testine dayandırılmaktadır.

LS birim kök testi, ZA (1992) tek kırılmalı birim kök testiyle boyut ve güç özellikleri bakımından karşılaştırılır. Nunes, Newbold ve Kuan (1997), Lee ve Strazicich (2001) çalışmalarında, ZA (1992) testinin sıfır hipotezi altında tek kırılma varlığında boyut bozulmalarının olduğunu ancak tek kırılmalı minimum LM birim kök testlerinde sıfır hipotezinde herhangi bir boyut bozulmasıyla gerçekleşmediğini göstermektedirler. Bu nedenle sıfır hipotezinin açıkça reddi trend durağan süreci ifade etmektedir.

LS birim kök testi veri yaratma süreci şu şekilde belirtilir:

$$Y_t = \delta'Z_t + e_t$$
$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.90)$$

Burada Z_t dışsal değişken vektörü, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ hata kalıntıları gösterilir. Birim kök temel hipotez için $\beta = 1$ olarak ifade edilir. $Z_t = [1, t]$ burada Schmidt ve Philips (1992) kırılmasız birim kök testine karşılık gelmektedir. LS(2004) yapısal değişim için iki farklı model ele alınmaktadır. Model A ile alternatif hipotez altında serinin düzeyindeki tek kırılma dikkate alınırken, Model C ile serinin hem trend hem de düzeyindeki tek kırılma ele alınmaktadır (Lee, Strazicich, 2013: 2484).

Alternatif hipotez altında düzeydeki tek kırılma için Model A $Z_t = [1, t, D_t]'$ olarak tanımlanır. Burada $t \geq T_b + 1$ ise $D_t = 1$ ve diğer durumlarda $D_t = 0$ olarak ifade edilmektedir. T_b kırılma zamanı ve $\delta' = (\delta_1, \delta_2, \delta_3)$ olarak gösterilir. Alternatif hipotez altında trendde ve düzeydeki kırılma için Model C, $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ ile tanımlanmaktadır. Burada eğer $t \geq T_b + 1$ ise $DT_t = t - T_b$ ve diğer durumlar için $DT_t = 0$ eşit kabul edilir.

LS(2004) LM birim kök test istatistikleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{\delta}_{t-1} + u_t \quad (1.91)$$

Burada $\tilde{\delta}_t = Y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \delta$, $t=2, \dots, T$ ve $\tilde{\delta}_t$ değişkeni Δy_t 'nin ΔZ_t 'ye ait regresyonundaki katsayılarıdır. ΔZ_t Model A'da $[1, B_t]$ ' ve Model C'de ise $[1, B_t, D_t]$ ' olarak tanımlanır. Burada $B_t = \Delta D_t$ ve $D_t = DT_t$ olmak üzere B_t ve D_t alternatif hipotez altında düzeydeki ve eğimdeki tek kırılmaya karşılık gelmektedir.

LM testine ait $\tilde{\tau}$, t istatistiği temel hipotezde $\phi = 0$ olarak ifade edilir. Hataların otokorelasyonları ADF testinde olduğu gibi denklem (1.91) arttırılmış $\Delta \tilde{\delta}_{t-j}$, $j = 1, \dots, k$ terimler eklenir. Ng ve Perron (1992) k gecikme sayısına ait optimal kırılma noktasını bulmak için genelden özele yöntemle olası tüm kırılma noktaları birim kök t test istatistiği için minimum kırılma noktası aşağıdaki şekilde belirlenmektedir (Lee, Strazicic, 2013: 2484).

$$\text{Inf} \tilde{\tau}(\tilde{\lambda}) = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (1.92)$$

Burada $\lambda = T_B/T$ kısmi kırılma noktasını ve T gözlem sayısını göstermektedir.

1.3.2.2. Çok Kırılmalı Birim Kök Testleri

Doğrusal kırılmasız birim kök testlerinde seride gerçekleşen kırılmaların dikkate alınmaması durumunda testte güç kaybı yaşanmaktadır. Benzer şekilde seride çok sayıda kırılma olması durumunda ve serinin tek kırılmalı testlerle analiz edilmesi yine birim kök testinde güç kaybına neden olduğu yapılan çalışmalarla ortaya konulmaktadır. Bu nedenle bu başlık altında çoklu kırılma sayılarına göre birim kök test süreçleri üzerinde durulmaktadır.

1.3.2.2.1. Lumsdaine-Papel (1997) birim kök testi

Lumsdaine ve Papel(LP, 1997) çalışmasında sadece içsel tek kırılmalı birim kök testlerinin dikkate alınmasının yetersiz olduğunu ve dolayısıyla bu testlerin birden fazla kırılma durumunda bilgi ve güç kaybına sebep olacağını göstermektedir. LP birim kök testinin alternatif hipotezi altında düzey ve/veya trendde kırılmalar için tek yapısal kırılmalı ZA(1992) birim kök testini iki yapısal kırılmaya izin verecek şekilde yeniden düzenlemişlerdir (Glynn, Perara, Verma, 2007: 67).

Lumsdaine ve Papel (1997), Nelson-Plosser(1982) ve diğer çalışmaları yeniden ele alarak, serilerde içsel iki kırılma olma olasılığında birim kök testlerinin alternatif

hipotez altında kırılma sayısına duyarlı olduğunu göstermektedirler (Libanio, 2005:155).

LP(1997) testi CC modeli olarak ifade edilmekte olan ve hem sabitte hem de trendde iki kırılmanın gerçekleştiğinin varsayıldığı durumu temsil etmektedir:

Model CC:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_i \quad (1.93)$$

Burada $t=1, \dots, T$ ve $c(L)$ bilinen gecikme polinomunu göstermek üzere $1-c(L)$ polinomun tüm kökleri birim çemberin dışındadır. $DU1_t$ ve $DU2_t$ sırasıyla TB1 ve TB2 zamanlarında ortalamada meydana gelen değişimleri ve $DT1_t$ ve $DT2_t$ eğimdeki değişimleri gösteren kukla değişkenler olarak tanımlanır.

LP(1997) çalışmasında denklem (1.93)'den $DU2_t$, $DT2_t$ kukla değişkenlerinin çıkartılmasıyla ZA(1992) Model C'ye, $DT1_t$ kukla değişkenin çıkartılmasıyla Model A ve $DU1_t$ çıkartılmasıyla da Model B'ye ulaşılmaktadır. Denklem (1.93)'den eğimde gerçekleşen kırılmalar çıkarıldığında sabitte iki kırılmaya izin veren Model AA'ya ulaşılmaktadır (Gilberto, 2005:159).

Model AA:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_i \quad (1.94)$$

Denklem (1.93)'ten $DT2_t$ çıkartıldığında trendde tek kırılmanın gerçekleştiği Model CA'ya ulaşılmaktadır.

Model CA:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_i \quad (1.95)$$

Burada $t = 1, \dots, T$ şeklinde gösterilmektedir. Modellerde kullanılan kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned} DU1_t & \begin{cases} 1 & t > TB1 \\ 0 & t \leq TB1 \end{cases} & DT1_t & \begin{cases} 1 & t > TB1 \\ 0 & t \leq TB1 \end{cases} \\ DU2_t & \begin{cases} 1 & t < TB2 \\ 0 & t \leq TB2 \end{cases} & DT2_t & \begin{cases} 1 & t > TB2 \\ 0 & t \leq TB2 \end{cases} \end{aligned}$$

Kırılma tarihi, test istatistik değerinin minimum olduğu nokta olarak belirlenmektedir. Test istatistik değeri ve kırılma noktası uygun gecikme k değerinin belirlenmesine bağlı olduğu bilinmektedir. Bu nedenle k değeri belirlenirken öncelikle her gecikme uzunluğu için aşamalı olarak istatistik değerine bakılır ve anlamsız gecikmeler model dışında bırakılır. Minimum istatistik değerine karar verildiğinde k gecikmesi belirlenmiş olur. Eğer anlamlı bir değer elde edilemezse k=0 olarak kabul edilir.

LP(1997) birim kök testinde karar süreci, hesaplanan istatistik değeri kritik değerden küçük çıkarsa sıfır hipotezi reddedilir ve serinin iki yapısal kırılmayla durağan olduğuna karar verilir.

1.3.2.2.2.Lee ve Strazicich(2003) birim kök testi

LS(2003) birim kök testi tek kırılmalı testinde olduğu gibi iki kırılmalı birim kök testinde de kırılma noktasının veriye bağlı bir süreçte içsel (endojen) olarak belirlenmektedir. İki kırılmalı LM birim kök testi tek kırılmalı LS(2004) testi ile birlikte kullanılmaktadır (Lee, Strazicich, 2003: 1082).

Lee ve Strazicich testinde, LP(1997) iki kırılmalı birim kök testinde sıfır hipotezinde kırılmanın dikkate alınmaması eleştirilir. Bu nedenle sıfır hipotezi altında kırılmasız birim kökün varlığı savunulurken, alternatif hipotez altında ise yapısal kırılmalı birim kökün varlığı savunulmaktadır.

LS(2003) testinde Model AA düzeyde iki kırılmayı ve Model CC ile hem eğim hem de düzeydeki iki kırılma dikkate alınmaktadır:

Model AA:

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}] \quad (1.96)$$

$$D_{jt} = \begin{cases} 1 & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0 & \text{d. d} \end{cases}$$

Burada j=1,2 olarak gösterilir. Serinin düzeyinde iki kırılma olması durumunu ele almakta ve Z_t kukla değişken olarak tanımlanmaktadır.

Model CC:

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}^*, DT_{2t}^*]' \quad (1.97)$$

$$DT_{jt}^* = \begin{cases} t - T_{Bj} & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0 & \text{d. d} \end{cases} \quad j=1,2$$

Serinin hem düzey hem de eğiminde iki kırılma durumunda ele alınır.

Model AA altında temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0: y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (1.98)$$

$$H_1: y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (1.99)$$

Hipotezlerde yer alan $i=1,2$ ile $v_{it} \sim (0, \sigma^2)$ durağan hata terimidir. B_{jt} kukla değişkeni iki yapısal kırılmayı içermektedir.

$$B_{jt} = \begin{cases} 1 & t = T_{Bj} + 1 \\ 0 & \text{d. d} \end{cases} \quad j=1,2$$

Burada $d=(d_1, d_2)'$ olarak tanımlanır. Model CC altında sıfır hipotezi için (1.97) D_{jt} ve alternatif hipotezine (1.98) DT_{jt}^* eklenmesiyle aşağıdaki hipotez denklemleri elde edilir.

$$H_0: Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + Y_{t-1} + v_t \quad (1.100)$$

$$H_1: Y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + DT_{1t} + DT_{2t} + Y_{t-1} + v_t \quad (1.101)$$

İki Kırılmalı LM birim kök test istatistikleri şu şekilde ifade edilir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{\delta}_{t-1} + u_t \quad (1.102)$$

Burada $\tilde{\delta}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ $t=2, \dots, T$ ve $\tilde{\delta}_t$ değişkeni Δy_t 'nin ΔZ_t 'ye ait regresyonundaki katsayılarıdır. Hataların otokorelasyonları ADF testinde olduğu gibi arttırılmış $\Delta \tilde{\delta}_{t-j}, j = 1, \dots, k$ terimler eklenir. Kırılma noktası, test istatistik değerinin minimum olduğu dönem seçilir. LM birim kök testi iki kırılma gerçekleştiği durumda T_{Bj} kırılma noktasını belirlemek için şu şekilde gösterilir (Lee, Strazicich, 2003: 1083):

$$LM_\tau = \inf_\lambda \rho^\sim(\lambda) \text{ veya } LM_\tau = \inf_\lambda \tau^\sim(\lambda) \quad (1.103)$$

LM testine ait istatistik şu şekildedir:

$$\hat{\rho} = T\tilde{\Phi} \quad (1.104)$$

Burada $\hat{\tau} : \phi = 0$ temel hipotezini sınanan test istatistiğinin belirlenmesini ifade eder. LM iki kırılmalı birim kök testinin kırılma noktaları için $\lambda_j = T_{Bj}/T; j=1,2$ olarak

gösterilir. Böylece LM testi kırılmalı parametrelere bağlı olmaksızın sıfır hipotezi altında iki kırılmayı içermektedir.

1.3.2.3. Narayan ve Popp (2010) birim kök testi

Narayan ve Popp (NP, 2010) testi, ADF tipi birim kök testini geliştirerek seride iki kırılmanın olduğu ve içsel belirlendiği durum için kırılmalı birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu kapsamda hem sabitte hem de sabit ve eğimde iki kırılmanın ele alınmaktadır. Burada kırılmaların kademeli olarak gerçekleştiği varsayılmaktadır.

NP birim kök testinin yapılan araştırmalar kapsamında diğer birim kök testlerine göre daha iyi bir performansa sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Esenyel, 2017: 48). Narayan ve Popp(2010) birim kök testinde bu süreç şu şekilde açıklanabilir:

Y_t gibi bir zaman serisinin veri üretme süreci deterministik (d_t) ve stokastik (u_t) olmak üzere iki bileşene sahip olduğu ifade edilir (Narayan, Popp, 2010: 1426).

$$Y_t = d_t + u_t \quad (1.105)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.106)$$

$$\varepsilon_t = \psi^*(L)e_t = A^*(L)B(L)e_t \quad (1.107)$$

Burada $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ varsayılır. Bu varsayımla $A(L)$ ve $B(L)$ sırasıyla p. ve q. dereceden gecikme polinomları olmak üzere NP(2010) birim kök testiyle trend verileri iki farklı spesifikasyonla değerlendirilir. Bunlar M_1 sabitte iki kırılma (Model AA), M_2 ise hem sabitte (düzeyde) hem de eğimde (trendde) iki kırılma (Model CC) için ele alınmaktadır. Deterministik bileşen d_t her iki model spesifikasyonu için farklılık gösterir (Suresh, Shyjalan, 2010: 147).

$$d_t^{M1} = a + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t}) \quad (1.108)$$

$$d_t^{M2} = a + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}) \quad (1.109)$$

$$DU'_{i,t} = \begin{cases} 1 & t > T'_{B,i} \\ 0 & \text{d.d} \end{cases} \quad DT'_{i,t} = \begin{cases} 1 & (t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}) \\ 0 & \text{d.d} \end{cases} \quad i=1,2$$

Burada $T'_{B,i}$ ($i=1,2$) ile gerçek kırılma tarihleri tanımlanır. θ_i düzeyde kırılmayı ve γ_i eğimde kırılmanın ifadesidir.

Model d_t^{M1} ve d_t^{M2} kırılmaların zaman içinde kademeli gerçekleşmektedir. Daha açık ifadeyle, serininin şoklara gösterdiği tepkinin kademeli olarak gerçekleştiği varsayılır (Narayan, Popp, 2015: 1425-1426). M_1 ve M_2 birim kök hipotezi için test edilecek modeller (1.105) – (1.109) denklemleri kullanılmaktadır. NP(2010) için M_1 modeli aşağıda ifade edildiği gibidir:

$$y_t^{M1} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T'_B)_{1,t} + \theta_2 D(T'_B)_{2,t} + \delta_1 DU'_{1,t-1} + \delta_2 DU'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (1.110)$$

Burada $\psi^{*'}(1)^{-1}$ gecikme polinomu olmak üzere modeldeki değişkenler ile,

$$\alpha_1 = \psi^{*'}(1)^{-1}[(1 - \rho)\alpha + \rho\beta] + \psi^{*'}(1)^{-1}(1 - \rho)\beta \quad (1.111)$$

ortalama gecikme şu şekilde ifade edilir.

$$\beta^* = \psi^{*'}(1)^{-1}(1 - \rho)\beta, \phi = \rho - 1 \text{ ve } \delta_i = -\phi\theta_i \quad (1.112)$$

$$D(T'_B)_{i,t} = \begin{cases} 1 & t = T'_{B,i} + 1 \\ 0 & \text{d.d} \end{cases} \quad DT'_{i,t} = \begin{cases} 1 & (t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}) \\ 0 & \text{d.d} \end{cases} \quad i=1,2$$

M_2 için kademeli sapsmalı NP(2010) Model CC aşağıda ifade edildiği gibidir:

$$y_t^{M2} = \rho y_{t-1} + \alpha^* + \beta^* t + \kappa_1 D(T'_B)_{1,t} + \kappa_2 D(T'_B)_{2,t} + \delta_1^* DU'_{1,t-1} + \delta_2^* DU'_{2,t-1} + \gamma_1^* DT'_{1,t-1} + \gamma_2^* DT'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (1.113)$$

Burada $\kappa_i = (\theta_i + \gamma_i)$, $\delta_i^* = (\gamma_i - \phi\theta_i)$ ve $\gamma_i^* = -\phi\gamma_i$ $i=1,2$ olarak ifade edilir.

$$DU'_{i,t} = \begin{cases} 1 & t > T'_{B,i} \\ 0 & \text{d.d} \end{cases} \quad DT'_{i,t} = \begin{cases} 1 & (t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}) \\ 0 & \text{d.d} \end{cases} \quad i=1,2$$

Model y_t^{M1} ve y_t^{M2} denklemlerinde yer alan T'_B kırılma noktalarını ifade ederken θ_i ve γ_i parametreleri ile sabitte ve trend kırılmaları göstermektedir.

NP(2010) birim kök testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

H_0 : Seride birim kök vardır ($\rho = 1$).

H_1 : Seride birim kök yoktur ($\rho < 1$).

Denklemler y_t^{M1} ve y_t^{M2} , sıfır hipotezini alternatif hipoteze karşı test etmek için t-istatistikleri kullanılır. Burada y_t^{M1} ve y_t^{M2} denklemleri $\hat{\rho}$ 'nun t istatistik değeri için $t_{\hat{\rho}}$ değeri elde edilmektedir.

Gerçek kırılma zamanının bilinmediği varsayımında, y_t^{M1} ve y_t^{M2} denklemlerindeki $T'_{B,i}$, birim kök testinin uygulanabilmesi için \hat{T}'_{Bii} ($i=1,2$) tahminleri ile değiştirilmelidir (Suresh, Shyjalán, 2015:148). Kırılma tarihleri belirlenirken herhangi bir koşul olmaksızın maksimum F istatistik değerinin elde edildiği uygun kırılma tarihi eş zamanlı olarak potansiyel her kırılma noktasındaki ($T_{B,1}$ ve $T_{B,2}$) bileşimi ile belirlenmeye çalışılır.

$$(\hat{T}_{B,1}, \hat{T}_{B,2}) = \begin{cases} M_1 \text{ için} & \arg. \max_{\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2} F \\ M_2 \text{ için} & \arg. \max_{\hat{\kappa}_1, \hat{\kappa}_2} F \end{cases} \quad (1.114)$$

Uygulamanın ilk adımında tek kırılmalı bir yapısal süreçte M_1 için kukla değişken θ_1 ve M_2 için ise κ_1 'in mutlak değerce maksimum olduğu test istatistik değeri kullanılır. Bu kapsamda M_1 için $\theta_2 = \delta_2 = 0$ ve M_2 için ise $\kappa_2 = \delta_2^* = \delta_2^* = 0$ kısıtlamalar altında şu şekilde ifade edilir:

$$\hat{T}_{B,1} = \begin{cases} M_1 \text{ için} & \arg. \max_{T_{B,1}} |t_{\hat{\theta}_1}(T_{B,1}, 1)| \\ M_2 \text{ için} & \arg. \max_{T_{B,1}} |t_{\hat{\kappa}_1}(T_{B,1}, 1)| \end{cases} \quad (1.115)$$

Test süreci birinci kırılma için $T_{B,1}$ belirlendikten sonra $T_{B,2}$ yani ikinci kırılma noktasını tahmin edilmektedir. M_1 için kukla değişken θ_1 ve M_2 için ise κ_1 'in mutlak değerce maksimum olan t değerlerine göre karar verilmektedir (Narayan, Popp, 2010:1427).

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1.DOĞRUSAL OLMAYAN YAPISAL KIRILMASIZ TESTLER

Veri setinde görülen herhangi bir eğilimin serinin doğrusallığı üzerinde etkili olması sebebiyle, doğrusal olmayan süreçlerin dikkate alınması gerekmektedir. Bu doğrusal olmayan testler asimetrik bir yapıya bağlı olarak incelenmektedir. Seride görülen “keskin” veya “yumuşak” geçişlere bağlı asimetrik yapılar, DF yaklaşımına dayandırılarak ele alınmaktadır. Çalışmamızın bu kısmında doğrusal olmayan; Enders ve Granger(1998), Leybourne, Newbold ve Vougas(1998), Caner ve Hansen(2001), Kapetanios, Shin ve Snell (2003), Sollis(2004), Pascalau(2007), Sollis(2009), Kruse(2011), Cuestas ve Garratt(2011), Kılıç(2011), Cuestas ve Ordonez(2014) ve Park ve Shintani(2016) testlerine yer verilmektedir.

2.1.1.Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi

Enders ve Granger (1998) makalelerinde sıfır hipotezine karşı, alternatif hipotezde asimetrik DF birim kök testini geliştirmişlerdir. Yapılan çalışmalar genel olarak asimetrik durumları ele alırken son zamanlardaki çalışmalar asimetrinin belirlenmesi aşamasında “keskinlik” ve “derinlik” gibi döngüsel hareketlere odaklanmaktadır (Enders, Granger, 1998:304). Enders ve Granger testi momentum eşik değerli otoregresif süreç denilen MTAR modelini geliştirmişlerdir. Bu modellerin veri setindeki keskin hareketleri daha iyi temsil edeceği düşünülmektedir (İzolluoğlu, 2019: 39-40).

Birim kök testinde alternatif hipotezin asimetrik ayarlamalar dikkate alınarak kritik değerler geliştirilmiştir. Elde edilen sonuçlar Enders ve Granger testinin Dickey-Fuller testlerinden daha güçlü olduğu ifade edilir (Enders, Granger, 1998: 304).

Enders ve Granger, Dickey-Fuller testinden yola çıkarak,

$$\Delta y_t = \rho \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

elde edilir. Burada $\varepsilon_t; (0, \sigma^2)$ olur. Dickey-Fuller standart modelinden yola çıkarak elde edilen MTAR modeli şu şekilde geliştirilmektedir:

$$\Delta y_{t-1} = I_t \rho_1 y_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \Delta y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \Delta y_{t-1} < 0 \end{cases}$$

Denklemden I_t Hevayside¹ gösterge fonksiyonu ve sürecin yakınsamalı olması yani $y_t = 0$ olması sürecin uzun vadeli denge değerini ifade etmektedir. Burada y_{t-1} uzun vadeli denge değerinin üstünde değer alıyorsa düzeltme değeri $\rho_1 y_{t-1}$; altında değer alıyorsa da düzeltme $\rho_2 y_{t-1}$ olarak değer alır. Bu şekilde ifade edilen süreç serinin belirlenen denge değerinden farklı değerler alması asimetrik yapısını vurgulamaktadır. Bu görüşe paralel olarak eğer $\rho_1 = \rho_2$ eşit olursa simetrik yapılardan bahsedilebilir.

Denklemden MTAR modeli derin olarak ifade edilen asimetrik hareketlerin belirlenmesinde kullanılır. Buna örnek olarak $-1 < \rho_1 < \rho_2 < 0$ ise y_t negatif süreci seri pozitifken de $\rho_1 = \rho_2$ simetrik durumundan daha etkilidir (Enders, Granger, 1998: 304).

Modele ait hipotez aşağıdaki şekildedir:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2$$

$$H_0: \rho_1 \neq \rho_2$$

(2.3)

Burada H_0 hipotezi ile seride birim kök test edilirken H_1 alternatif hipoteziyle serinin durağanlığı test edilir. Sıfır hipotezinin red edilmesi çok değişkenli durumda serinin asimetrik ve simetrik ayarlamasını yapılabileceğini göstermektedir. Ayrıca simetrik olarak tanımlanan yokluk hipotezi de F istatistiğiyle yeniden elde edilir.

2.1.2. Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) Birim Kök Testi

Makroekonomik zaman serileri ekonomide yaşanan şoklara farklı tepkiler verebilir. Bu tepkiye karşı seriler anlık değişebiliyorken bazen de yavaş yani kademeli bir değişim gösterebilirler. Birçok çalışmada serilerin anlık değişimiyle ilgilenilirken burada serilerin daha çok kademeli bir değişim gösterdiği görüşü üzerinde durulmaktadır. Bu nedenle deterministik değişimle serinin $I(0)$ düzey değişimine karşı alternatif hipotezde durağan olup olmadığı test edilir.

¹ Adım işlevi yani bağımsız değişken negatif değerler alırken 0, 0'dan büyük değer alması durumunda ise 1 değerini alan süreci ifade eder.

Yumuşak geçiş modelleri ilk olarak Bacon ve Watts (1971) ve Madalla (1977) tarafından önerilse de daha sonrasında Lin ve Teräsvirta (1994), Granger ve Teräsvirta (1993) tarafından yeniden incelenmiştir. Burada temel olarak modellerde anlık değişimden yumuşak geçişli yani kademeli değişim yapısının dikkate alınmasının daha iyi olacağı üzerinde durulmaktadır (Leybourne, Newbold, Vougas, 2001: 84-85).

Yumuşak geçişli modeller aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$\text{Model A } y_t = a_1 + a_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.4)$$

$$\text{Model B } y_t = a_1 + \beta_1 t + a_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.5)$$

$$\text{Model B } y_t = a_1 + \beta_1 t + a_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 t S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.6)$$

Burada v_t 0 ortalamaya sahip süreci ifade ederken $S_t(\gamma, \tau)$ yumuşak geçiş fonksiyonunun ifadesidir.

$$S_t(\gamma, \tau) = [1 + \exp\{-\gamma(t - \tau T)\}]^{-1} \quad \gamma > 0 \quad (2.7)$$

Burada denklem (2.7), (0,1) rejimler arası geçişi kontrol eden fonksiyonu gösterir. Burada γ geçiş hızı ve τ rejim değişim zamanını ifade etmektedir. τ parametresi $\gamma > 0$ olduğunda $S_{-\infty}(\gamma, \tau) = 0$, $S_{+\infty}(\gamma, \tau) = 1$ ve $S_t(\gamma, \tau) = 0.5$ geçiş noktalarıdır. Eğer γ küçük değer alırsa $S_t(\gamma, \tau)$; (0,1) aralığını geçmesi uzun sürer. Tüm t'ler için $\gamma = 0$ ve $S_t(\gamma, \tau) = 0.5$ olmaktadır. Eğer γ büyük değer alırsa $S_t(\gamma, \tau)$, (0,1) aralığında hızlı değişir. Burada γ değeri $+\infty$ sonsuza yaklaştıkça $t = \tau T$ anındaki değer 0'dan 1'e değişir. Bu nedenle v_t sıfır ortalama ile $I(0)$ sürecini ifade etmek üzere y_t değişkeni; Model A'nın ilk değeri a_1 'den $a_1 + a_2$ son değere değişen sabit ortalamaya sahip durağan süreci göstermektedir. Model B ise a_1 'den $a_1 + a_2$ 'ye değişen kesme parametresinin yanı sıra eğim parametresine de yer verilir. Model C'de kesme parametresindeki değişime ek olarak eğim parametresi de aynı hızda b_1 'den $b_1 + b_2$ 'ye değişmektedir.

Doğrusal trendde yumuşak geçişli durağanlığın rassal yürüyüş modeline bağlı olarak grafiksel gösterimi geçişlerin belirlenmesinde hatalı sonuçlar verebilir. Bu nedenle Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) birim kök testleri için hipotezler şu şekilde ifade edilir:

$$\text{Temel Hipotez: } y_t = \mu_1, \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \mu_0 = \psi \quad (2.8)$$

Alternatif Hipotez: Model A, Model B veya Model C

$$\text{Temel Hipotezi: } y_t = \mu_1, \mu_t = \kappa + \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \mu_0 = \psi \quad (2.9)$$

Alternatif Hipotez: Model B veya Model C

Burada ε_t sıfır ortalamalı durağan süreçli olduğu varsayılır. Süreç iki adımda hesaplanmaktadır.

Adım 1: Doğrusal olmayan OLS ile deterministik model tahmini elde edildikten sonra hataları belirlenir.

$$\text{Model A } \hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 S_t(\hat{y}, \hat{\tau}) \quad (2.10)$$

$$\text{Model B } \hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 t - \beta_1 - \hat{a}_2 S_t(\hat{y}, \hat{\tau}) \quad (2.11)$$

$$\text{Model B } \hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 t - \beta_1 - \hat{a}_2 S_t(\hat{y}, \hat{\tau}) - \beta_2 t S_t(\hat{y}, \hat{\tau}) \quad (2.12)$$

Adım 2: ADF test istatistiği ile OLS regresyonunda $\hat{\rho}$ 'ya ait t oranı hesaplanır. Daha önce de ifade edildiği gibi gecikmeli ifadeler ε_t hata terimindeki sabit dinamikler için modele eklenmektedir (Topyıldız, 2019: 41-42).

$$\Delta \hat{v}_t = \hat{\rho} \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\delta}_i \hat{v}_{t-i} + \hat{\eta}_t \quad (2.13)$$

Burada k gecikme uzunluğu AIC ve SIC bilgi kriterleriyle elde edilir. Denklem (2.13) ait hipotezler aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho < 0 \quad (2.14)$$

2.1.3. Harvey ve Mills (2002) Birim Kök Testi

Harvey ve Mills(2002) çalışmasında LNV(1998) birim kök testini yeniden ele alarak lojistik geçiş fonksiyonu için yeni bir test süreci önermektedirler. Buna göre birim köklü sıfır hipotezine karşın alternatif hipotezde üç model spesifikasyonu geliştirilmektedir. Bu modeller Model A ortalamadaki yumuşak geçişi, Model B ise kesme noktasında geçişli ve aynı zamanda trend bileşenini temsil etmektedir. Model C ise hem kesme hem de trendde yumuşak geçişli olarak tanımlanmaktadır. Birim kök testine ait modeller aşağıdaki şekilde gösterilmektedir (Harvey, Mills, 2002: 676).

Model A:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_2) + \alpha_3 \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_2) + v_t \quad (2.15)$$

Model B:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_2) + \alpha_3 \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_2) + v_t \quad (2.16)$$

$$\begin{aligned} \text{Model C : } y_t = & \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \beta_2 t S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \alpha_3 S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) \\ & + \beta_3 t S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + v_t \end{aligned} \quad (2.17)$$

Burada $v_t \sim (0, \sigma^2)$ hata terimi ve $S_{it}(\gamma_i, \tau_i)$ lojistik yumuşak geçiş fonksiyonu aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$S_{it}(\gamma_i, \tau_i) = [1 + \exp\{-\gamma_i(t - \tau_i T)\}]^{-1} \quad i=1,2 \quad (2.18)$$

T örneklem büyüklüğü olmak üzere iki geçişin orta noktası $\tau_1 T$ ve $\tau_2 T$ olarak belirlenir. Geçiş hızları τ_1 ve τ_2 farklıdır. Harvey ve Mills (2002) birim kök testi LNV (1998) testinde olduğu gibi sınama iki aşamalı olarak belirlenir. Bunun için ilk adımda Model A, model B ve model C doğrusal olmayan birim kök testi için tahmin edilir ve minimum kalıntılar elde edilir. İkinci ve son aşamada ise kalıntılara Dickey-Fuller birim kök testi denkleminin aşağıdaki şekildedir:

$$\Delta \hat{v}_t = \rho \Delta \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \eta_t \quad (2.19)$$

Burada k gecikme değeri seçim kriterleriyle belirlenir. Harvey ve Mills(2002) birim kök parametresi ρ en küçük kareler ile tahmin edilerek t test istatistiği elde edilmektedir. Ayrıca birim kök testi LNV(1998) model yapısından farklı olarak Model A S_{2a} , Model B $S_{2a(\beta)}$ ve Model C $S_{2a\beta}$ gösterilmektedir (Harvey, Mills, 2002: 677).

2.1.4. Kapetanios, Shin ve Snell (2003) Birim Kök Testi

Kapetanios, Shin ve Snell (KSS-2003) çalışmalarında doğrusal birim kök testlerine karşın doğrusal olmayan durağan ve üssel yumuşak geçişli otoregresif yeni bir test yöntemi önermektedirler (Kapetanios, Shin, Snell, 2003: 359).

Birinci seviyeden üssel yumuşak geçişli STAR modeli aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \Theta(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (2.20)$$

Denklem (2.20) $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$, β ve γ bilinmeyen parametreleri temsil etmektedir. Değişken y_t 'nin stokastik süreçli olduğunu varsayarsak model şu şekilde kurulur:

$$\Theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \quad (2.21)$$

Burada $\theta \geq 0$ ve $d \geq 0$ gecikme parametreleridir. Üssel geçişli fonksiyon (0-1) değerleri arasında kısıtlanmakta ve $R \rightarrow [0; 1]$ şeklindedir. $\Theta(0) = 0$; $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} \Theta(x) = 1$ sıfır etrafında simetrik bir yapıdadır.

Denklem (2.20) ve (2.21) ile STAR modeli Üssel ESTAR modeli olarak aşağıda gösterilmektedir.

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

Uygun parametrelerle tekrar yazıldığında denklem aşağıdaki şekilde düzenlenebilir:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

Burada $\phi = \beta - 1$ olarak ifade edilir. Denklem(2.22)'da yer alan $\theta > 0$ yani pozitif değer alması ortalamaya dönüşünün daha hızlı olduğunu ifade eder. Ayrıca $\phi = 0$ ve $d = 1$ için ESTAR modeli şu şekildedir:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \{1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)\} + \varepsilon_t \quad (2.24)$$

Zaman serileri klasik yaklaşımla doğrusal ADF testine göre değerlendirildiğinde gerçekte doğrusal olmayan süreçler için düşük bir güç sergiler. Bu nedenle ESTAR testi, θ parametresinin temel hipotez altında sıfır ve alternatif hipotez altında ise pozitif olmasını dikkate alır (Kapetanios, Shin, Snell, 2003: 361-362).

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta > 0 \quad (2.25)$$

Burada γ parametresi temel hipotezde tanımlı değildir. Bu nedenle ESTAR modeli Taylor yaklaşımına göre yeniden ele alınır.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^2 + \text{hata terimi} \quad (2.26)$$

Denklem (2.26) $\delta = 0$ için t istatistik testi $\delta < 0$ karşı test edilir. Belirtilen süreç şu şekilde ifade edilir.

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{s.e(\hat{\delta})} \quad (2.27)$$

Bu süreçte $\hat{\delta}$; δ OLS tahmini ve $s.e(\hat{\delta})$; $\hat{\delta}$ 'nın standart hatası olarak adlandırılır. KSS testine ait kritik değerler ilgili çalışmada yer almakta ve elde edilen test istatistikleri bu kritik değerlerle karşılaştırılarak karar verilmektedir.

2.1.5.Sollis (2004) Birim Kök Testi

Sollis (2004), Enders ve Granger(1998) testinde eşik otoregresyon ile modellenen asimetrik ayarlama ve Leybourne, Newbold ve Vouglas(LNV-1998) testinde deterministik doğrusal eğilimlerde yumuşak geçişli durağanlık süreçlerini çalışmasında ele almaktadır. Sollis(2004) bu şekilde ele aldığı testin alternatif hipotezini deterministik doğrusal eğilimde yumuşak geçişli asimetrik durağanlığı birim kök temel hipotezine karşı sınamaktadır. LNV (1998) testi için yumuşak geçişli üç farklı model aşağıdaki şekilde ifade edilir (Sollis, 2004: 409-412):

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.27)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.28)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (2.29)$$

Burada v_t sıfır ortalamaya sahip $I(0)$ düzey durağandır. $S_t(\gamma, \tau)$; T boyutlu lojistik fonksiyonu temsil etmektedir.

$$S_t(\gamma, \tau) = (1 + \exp\{-\gamma[t - \tau T]\})^{-1} \quad (2.30)$$

Burada $\gamma > 0$ ve τ geçiş fonksiyonunun orta noktasıdır. Hipotezler;

$$H_0: y_t = \mu_t, \quad y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$H_1: \text{için denklem (2.27), (2.28) veya (2.29)} \quad (2.31)$$

veya

$$H_0: y_t = \mu_t, \quad \mu_t = \kappa + \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_1: \text{için denklem (2.27) veya (2.29)} \quad (2.32)$$

Burada $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ olarak ifade edilir. LNV(1998) testine ait hipotezler iki aşamalı olarak ele alınır.

Birinci aşamada, denklem (2.27), (2.28) ve (2.29) doğrusal olmayan OLS ile tahmin edilerek kalıntıları elde edilir.

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (2.33)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \beta_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (2.34)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t(\gamma, \tau) \quad (2.35)$$

İkinci aşamada otoregresif kalıntıların tahmin modelinde $\rho = 0$ için test istatistik değerini bulmayı göstermektedir.

$$\Delta \hat{v}_t = \rho \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \hat{v}_{t-1} + \eta_t \quad (2.36)$$

Burada η_t temiz-dizi olacak şekilde bir k değeri belirlenir. Denklem (2.27),(2.28) ve(2.29) elde edilen v_t kalıntıları aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$\Delta v_t = I_t \rho_1 v_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 v_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta v_{t-1} + \eta_t \quad (2.37)$$

Burada eğer $v_{t-1} > 0$ ise $I_t = 1$; $v_{t-1} < 0$ ise $I_t = 0$ ve $\eta_t \sim (0, \sigma^2)$ olarak ifade edilir. Test istatistiği için ilgili makaleden kritik değer elde edilmektedir (Sollis, 2004: 413).

2.1.6.Hu ve Chen (2006) Birim Kök Testi

Hu ve Chen (2006) testi birim kök hipotezine karşı alternatif hipotezde ESTAR model sürecine dayandırılarak geliştirilen yeni bir testtir. Buna göre alternatif hipotezde tek taraflı ve sıfır hipotezinde ise çift taraflı Wald testi önerilmektedir.

ESTAR modeli aşağıdaki şekildedir:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1} (1 - \exp\{-\theta(y_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t, \theta > 0 \quad (2.38)$$

Burada α , γ , θ ve c bilinmeyen parametreler olarak tanımlanmaktadır. Ayrıca y_t durağan stokastik süreç olarak varsayılır.

ESTAR modelinde bilinmeyen parametreler sıfır hipoteziyle tanımlanamayacağından $\theta = 0$ olduğu varsayımında Taylor yaklaşımı yeniden tanımlanır (Hu, Chen, 2016: 90):

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + u_t \quad (2.39)$$

Burada standart birim kök sıfır hipotezine karşı alternatif hipotezde küresel ESTAR model süreci ele alınmaktadır. Denklemde $\beta_3 < 0$ olduğu varsayılırken β_1 ve β_2 Taylor yaklaşımıyla c konum parametresine bağlı olarak negatif veya pozitif değer alabilirler. Birim kök testine hipotezler şu şekilde kurulur:

$$\begin{aligned}
H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 &= 0 \\
H_0: \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0, \beta_3 &< 0
\end{aligned} \tag{2.40}$$

Burada birim köklü sıfır hipoteze karşı alternatif hipotezde serinin durağan olduğu savunulmaktadır. Alternatif hipotezin iki taraflı olması β_1 ve β_2 'nin gerçek değerler alması sağlanır. Ancak alternatif hipotezinin β_1 ve β_2 parametreleri için çift ve β_3 parametresi için de tek taraflı kurulması Wald testi için uygun olmamaktadır. Bu nedenle uygun model için değiştirilmiş Wald testi aşağıdaki şekilde kurulur:

$$\begin{aligned}
\tau = \left(\hat{\beta}_1 - \frac{\hat{\beta}_3 \hat{v}_{13}}{\hat{v}_{33}} \quad \hat{\beta}_2 - \frac{\hat{\beta}_3 \hat{v}_{23}}{\hat{v}_{33}} \right) * \left(\begin{array}{cc} \hat{v}_{11} - \frac{\hat{v}_{13}^2}{\hat{v}_{33}} & \hat{v}_{12} - \frac{\hat{v}_{13} \hat{v}_{23}}{\hat{v}_{33}} \\ \hat{v}_{12} - \frac{\hat{v}_{13} \hat{v}_{23}}{\hat{v}_{33}} & \hat{v}_{22} - \frac{\hat{v}_{23}^2}{\hat{v}_{33}} \end{array} \right)^{-1} * \left(\hat{\beta}_1 - \frac{\hat{\beta}_3 \hat{v}_{13}}{\hat{v}_{33}} \quad \hat{\beta}_2 - \frac{\hat{\beta}_3 \hat{v}_{23}}{\hat{v}_{33}} \right) + 1_{\hat{\beta}_3 < 0} \frac{\hat{\beta}_3}{\hat{v}_{33}}.
\end{aligned} \tag{2.41}$$

Test istatistiği basit haliyle şu şekilde gösterilir:

$$\tau = \tau_1^2 + 1_{\tau_3 < 0} \tau_3^2. \tag{2.42}$$

Burada τ için iki şekilde ele alınır. İlki τ_3^2 , $\beta_3 = 0$ karesinin test istatistiği ve ikincisi ise τ_1^2 ve $(\beta_1 \beta_2) = (0,0)$ olarak test istatistiğinin karesidir.

2.1.7. Pascalau (2007) Birim Kök Testi

Pascalau (2007) birim kök testi doğrusal olmayan küresel geçişli otoregresif süreçlerin tespiti için önerilmektedir. Test sabit lojistik otoregresif geçişli LSTAR model süreci için geliştirilmiştir. Testin güç olarak DF(1979) testinden daha iyi olduğu ifade edilir (Pascalau, 2017:1).

LSTAR modeli ile ekonomideki genişleme ve daralma gibi farklı süreçlerin asimetrik davranışı pürüzsüz bir biçimde modellenebilir. Bu model ESTAR ve lojistik geçiş fonksiyonu ile belirlenir.

ESTAR modeli:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta y_{t-1} G(\theta; y_{t-d}; c) + \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, T \tag{2.43}$$

Denkleimde $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ olarak ifade edilir. Burada α ve β bilinmeyen parametrelerdir. Ayrıca $G(\theta; y_{t-d})$ lojistik geçiş fonksiyonu olmak üzere,

$$G(\theta; y_{t-d}) = [1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c))]^{-1} \quad (2.44)$$

olarak gösterilmektedir. Burada eğim parametresi $\theta > 0$, $d \geq 1$ gecikme parametresi ve c ise konum parametresi olduğu ifade edilir. Aynı zamanda y_{t-d} geçiş fonksiyonun kısıtlı fonksiyonu olarak tanımlanır.

ESTAR ve geçiş fonksiyonu ile LSTAR modeli aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta y_{t-1} [1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c))]^{-1} + \varepsilon_t \quad (2.45)$$

Model yeniden yazıldığında,

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \beta y_{t-1} [1 + \exp(-\theta(y_{t-d} - c))]^{-1} + \varepsilon_t \quad (2.46)$$

elde edilir ve $\delta = \alpha - 1$ olarak gösterilir (Pascalau, 2017:1).

Denklem (2.46) için hipotezler aşağıdaki şekilde oluşturulur.

$$\begin{aligned} H_0: \theta = \beta = 0, \\ H_1: \theta > 0, \beta < 0, \end{aligned} \quad (2.47)$$

Temel hipotez için θ ve β tahmin edilmeyeceğinden dolayı Taylor yaklaşımıyla.

$$\Delta y_t = \gamma_1 y_{t-1}^2 + \gamma_2 y_{t-1}^3 + \gamma_3 y_{t-1}^4 + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.48)$$

elde edilir. Denkleme ait hipotezler F test istatistiği için aşağıdaki şekilde tavsiye edilmektedir (Güriş, 2020:164).

$$\begin{aligned} H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0, \\ H_1: \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 < 0, \end{aligned} \quad (2.49)$$

LSTAR modelinde $c=0$ olarak varsayıldığında aşağıdaki model elde edilir:

$$\Delta y_t = \gamma_1 y_{t-1}^2 + \gamma_3 y_{t-1}^4 + \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.50)$$

Pascalau (2007) birim kök testinde Case 1 ham veri, Case 2 ortalamadan arındırılmış veriyi ve son olarak Case 3 ise ortalama ve trendden arındırılmış veriler önerilen modellerdir. Modeller için belirlenen test istatistik değerleri Pascalau (2007) tablo kritik değerinden küçük olduğunda sıfır hipotez reddedilemez.

2.1.8.Sollis (2009) Birim Kök Testi

Sollis (2009) çalışmasında ESTAR modelini simetrik ve asimetric doğrusal olmayan etkilerle geliştiren yeni bir testtir. Asimetric ESTAR yapısının etkisiyle oluşturulan bu model AESTAR olarak adlandırılır. ESTAR modelin genişletilmiş biçimi olan AESTAR, birim kök hipotezine karşın alternatif hipotez altında üstel asimetric düzeltme ile doğrusal olmamayı test eder. AESTAR üstel ve lojistik modeli aşağıdaki şekildedir.

$$\Delta y_t = G(\gamma_1, y_{t-1}) \{S_t(\gamma_2, y_{t-1})\rho_1 + (1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1}))\rho_2\} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.51)$$

Burada,

$$G(\gamma_1, y_{t-1}) = 1 - \exp(-\gamma_1(y_{t-1}^2)) ; \gamma_1 \geq 0 \quad (2.52)$$

$$S_t(\gamma_2, y_{t-1}) = [1 + \exp(-\gamma_2 y_{t-1})]^{-1}; \gamma_2 \geq 0 \quad (2.53)$$

olarak gösterilir (Sollis, 2009:119).

Denklem (2.51) yüksek dereceden dinamikler için aşağıdaki şekildedir:

$$\Delta y_t = G(\gamma_1, y_{t-1}) \{S_t(\gamma_2, y_{t-1})\rho_1 + (1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1}))\rho_2\} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \kappa_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.54)$$

Standart yöntemlerle test edilen birim kök testleri temel hipotezde tanımlanamayan parametrelerden dolayı Taylor yaklaşımıyla yardımcı model aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\Delta y_t = \rho_1 \gamma_1 y_{t-1}^3 S_t(\gamma_2, y_{t-1}) + \rho_2 \gamma_1 y_{t-1}^3 (1 - S_t(\gamma_2, y_{t-1})) + \eta_t \quad (2.55)$$

Burada $S_t^*(\gamma_2, y_{t-1})$ ile $S_t^*(\gamma_2, y_{t-1}) = S_t(\gamma_2, y_{t-1}) - 0.5$ böylece $S_t^*(0, y_{t-1})=0$ olarak belirlenir. Denklem (2.54) elde edilen model şu şekildedir.

$$\Delta y_t = \rho_1^* \gamma_1 y_{t-1}^3 S_t^*(\gamma_2, y_{t-1}) + \rho_2^* \gamma_1 y_{t-1}^3 (1 - S_t^*(\gamma_2, y_{t-1})) + \eta_t \quad (2.56)$$

Taylor yaklaşıma bağlı olarak $S_t^*(\gamma_2, y_{t-1})$ için $\gamma_2 = 0$ yeni model aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$\Delta y_t = a(\rho_2^* - \rho_1^*) \gamma_1 \gamma_2 y_{t-1}^4 + \rho_2^* \gamma_1 y_{t-1}^3 + \eta_t \quad (2.57)$$

Burada $a = 1/4$ olmaktadır. Test istatistiği genel olarak aşağıdaki biçimdedir.

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \eta_t \quad (2.58)$$

Denklemden $\phi_1 = \rho_2^* \gamma_1$ ve $\phi_2 = a(\rho_2^* - \rho_1^*) \gamma_1 \gamma_2$ olarak ifade edilir. Genişletilmiş model biçimi aşağıdaki şekilde oluşturulabilir.

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^k k_i \Delta y_{t-i} + \eta_t \quad (2.59)$$

Test istatistiğine ait hipotez $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ olarak kurulur. Denklem(2.59) için belirtilen hipotezle standart kritik değerler kullanılmayacağından F test istatistiği modeli aşağıdaki şekilde gösterilir (Sollis, 2009: 120-121).

$$F = (\mathbf{R}\hat{\beta} - \mathbf{r})' [\hat{\sigma}^2 \mathbf{R} \{ \sum_t \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t' \}^{-1} \mathbf{R}']^{-1} (\mathbf{R}\hat{\beta} - \mathbf{r}) / m \quad (2.60)$$

Test istatistiği için kritik değerler tablosu Sollis(2009) çalışmasında yer alır.

2.1.9. Cuestas ve Garratt (2011) Birim Kök Testi

Cuestas ve Garratt(2011) çalışmalarını doğrusal olmayan deterministik eğilim ve üstel yumuşak geçişli ESTAR model sürecine dayandırılır. Çalışmaya göre serilerde görülen doğrusal olmayan yapının dikkate alınmaması klasik doğrusal birim kök testlerinin yanlış sonuçlar vermesine neden olur. KSS(2003) ve Michael, Nobay ve Peel(1997) doğrusal olmayan veri yapısına sahip serilere geleneksel birim kök testlerinin uygulanmasının güç kaybına neden olacağına değinmektedirler (Cuestas, Garratt, 2011: 555-556).

KSS(2003) birim kök testine dayanarak değiştirilmiş ADF modeli aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1} (1 - \exp\{-\theta y_{t-1}^2\}) + \varepsilon_t \quad (2.61)$$

Burada otoregresif parametreye ait değerler y_t değişkenine bağlı yumuşak geçiş özelliğine göre değer almaktadırlar. KSS testinde $\alpha = 0$ ifadesi değişkene ait birim kök varlığını tanımlamaktadır. $H_0: \theta = 0$ birim kökü savunan temel hipoteze karşın alternatif hipotezde $H_0: \theta > 0$ ESTAR doğrusal olmayan süreç savunulur. Denklemde (2.61) 'te yer alan γ temel hipotez altında test edilemediği durumda KSS(2003) denklemin Taylor yöntemiyle aşağıdaki şekilde ifade yazılabilir:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (2.62)$$

Denkleme kalıntılardaki olası otokorelasyon sorunu için modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri dahil edilir ((Cuestas, Garratt, 2011: 558-559).

Cuestas ve Garratt testine ait hipotezler:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_0: \delta < 0 \quad (2.63)$$

olarak gösterilir. Burada da temel hipotez birim kökü savunurken alternatif hipotezde ESTAR süreçle serinin durağanlığı sınanır.

Cuestas ve Garratt(2011) birim kök testinde ham veri, ortalamadan arındırılmış, ortalamadan ve trendden arındırılmış şeklinde farklı model biçimlerine uygulanır. Serinin doğrusal olmayan trendden arındırılması işleminde aşağıdaki modelin kullanılması tavsiye edilir.

$$y_t = y_t^R - \hat{\alpha} - \hat{\beta}t - \hat{\delta}t^2 - \hat{\gamma}t^3 \quad (2.64)$$

Burada t; trendi ifade eder.

Çalışmanın devamında temel hipotezi reddetmesi mümkün olmayan seriler için KSS testi yerine Kruse(2010) testi geliştirilmiştir. Kruse (2010) testine ait model aşağıdaki şekildedir.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1}(1 - \exp\{-\theta(y_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (2.65)$$

Denklemler(2.65) Taylor yaklaşımıyla şu şekilde elde edilir:

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^2 + \delta_3 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.66)$$

Denkleme ait hipotezler:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$$

$$H_0: \delta_1 < 0, \delta_2 = 0 \quad (2.67)$$

Burada da kurulan hipotez daha önceki hipotezle aynı şekilde ifade edilir. Kruse(2010) çalışmasında τ testini tavsiye etmektedir. Teste ait kritik değerler ilgili makalede bulunabilir ((Cuestas, Garratt, 2011: 559).

2.1.10.Kılıç (2011) Birim Kök Testi

Kılıç (2011) çalışması birim kök temel hipotezine karşın alternatif hipotezde sabit üstel yumuşak geçişli otoregresif modeli biçimini savunmaktadır. Bu test ESTAR model yapısına dayanmaktadır. Bu kapsamda model biçimi aşağıdaki şekildedir (Kılıç, 2011: 276-277):

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} F(z_t, \gamma) + u_t \quad t=1, \dots, T \quad (2.68)$$

Burada u_t durağan hata terimidir. $F(z_t, \gamma) = 1 - \exp(-\gamma z_t^2)$, ϕ ve γ bilinmeyen parametreleri gösterir. z_t ise $z_t = \Delta y_{t-d}$, $d \in 1, \dots, d^{\max}$ olmak üzere geçiş parametresini temsil etmektedir. Denklem(2.68)'ta ayrıca γ parametresi geçiş hızı olduğundan parametreye ait düşük değerler yavaş geçiş anlamına gelir. $\gamma = 0$ ise denklem doğrusal AR(1) modeli olarak tanımlanır. Eğer $\gamma = \infty$ ise AR(1) modeli şu şekildedir:

$$y_t = (1 + \phi)y_{t-1} + u_t \quad (2.69)$$

Burada serilerin otokorelasyonlu olması durumunda modelin dönüştürülmüş hali aşağıda gösterilir:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \phi y_{t-1} F(z_t, \gamma) + u_t \quad (2.70)$$

Modele ait test istatistik modeli:

$$t_{ESTAR} = \text{Inf}_{\gamma \in \Gamma_T} \hat{t}_{\phi=0}(\gamma) = \text{Inf}_{\gamma \in \Gamma_T} \frac{\hat{\Phi}_n(\gamma)}{\widehat{se}(\hat{\Phi}_n(\gamma))} \quad (2.71)$$

olarak gösterilmektedir. Burada $\Gamma_T = [\gamma_T, \hat{\lambda}_T] = \left[\frac{1}{100S_{zT}}, \frac{100}{S_{zT}} \right] \in \mathbb{R}$ ve S_{zT} , zT 'nin örnek standart sapması olarak tanımlanmaktadır (Kılıç, 2011: 280).

Kılıç testine ait hipotezler:

$$H_0: \phi = 0$$

$$H_0: \phi < 0 \quad (2.72)$$

olmak üzere test istatistiği için kullanılacak kritik değerler Kılıç(2011) makalesinde yer alır.

2.1.11. Kruse (2011) Birim Kök Testi

Kruse (2011) makalesinde ESTAR model yapısını baz alan bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu test temelde Dickey-Fuller test biçiminde olup geliştirilen birim kök testi modeli aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \phi y_{t-1} (1 - \exp\{-\gamma(y_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (2.73)$$

Burada $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ olarak ifade edilmektedir. Düzgün üstel yumuşak geçiş parametresi γ 'nın sifıra yaklaşması durumunda ESTAR modeli AR(1) model yapısına benzeyecektir. Burada ifade edilen AR(1) model süreci $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$; $-2 < \alpha < 0$ olur (Kruse, 2011: 71-73).

Kapetanios, Shin ve Snell(2003) testinde ESTAR sürecini $\alpha = 0$ kısıtlaması altında aşağıdaki biçimde modellenenabilir:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1}(1 - \exp\{-\gamma(y_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (2.74)$$

Benzer olarak $c = 0$ kısıtlaması için model,

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1}(1 - \exp\{-\gamma(y_{t-1})^2\}) + \varepsilon_t \quad (2.75)$$

olarak kurulur. Birim kök temel hipotezi altında $\gamma = 0$ tanımlanması olanaksız olduğundan dolayı Taylor yaklaşımına dayanarak birinci dereceden regresyon modeli:

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (2.76)$$

olarak elde edilir. Burada kübik terim y_{t-1}^3 doğrusal olmayan değerine yakınsamaktadır. Çalışmada $H_0: \beta_1 = 0$ hipotezine karşın alternatif hipotez $H_1: \beta_1 < 0$ küresel ESTAR için t testi önerilir. Dolayısıyla denklem (2.76) tahmini KSS(2003) testine dayandırılan Dickey-Fuller tipi t testi aşağıdaki şekilde hesaplanabilir:

$$KSS = \frac{\hat{\beta}_1}{\sqrt{\widehat{\text{var}}(\hat{\beta}_1)}} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^3 \Delta y_t}{\sqrt{\hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^T y_{t-1}^6}} \quad (2.77)$$

Yumuşak üstel geçiş fonksiyonu için KSS(2003) $c \neq 0$ için aşağıdaki model tahmin edilir (Kruse, 2011: 74-76).

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1}(1 - \exp\{-\gamma(y_{t-1} - c)^2\}) + \varepsilon_t \quad (2.78)$$

Birinci dereceden Taylor yaklaşımı için model:

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1} + u_t \quad (2.79)$$

olarak oluşturulur. $\beta_3 = 0$ koşulu ile testin gücünü arttığı belirtilir.

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + u_t \quad (2.80)$$

Burada $\beta_1 = \gamma \phi$ ve $\beta_2 = -2\gamma < \phi$ olarak tanımlanır.

Teste ait hipotezler şu şekildedir:

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma > 0$$

$$(2.81)$$

Bu hipotezler denklem (2.80) için $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ ve $H_1: \beta_1 < 0, \beta_2 = 0$ olarak benzer şekilde gösterilmektedir.

Çalışmada ayrıca küresel ESTAR durağan sürecine karşın birim kök test istatistiği aşağıdaki şekildedir:

$$\tau = \left(\hat{v}_{22} - \frac{\hat{v}_{21}^2}{\hat{v}_{11}} \right)^{-1} \left(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1 \frac{\hat{v}_{21}}{\hat{v}_{11}} \right)^2 + 1(\hat{\beta}_1 < 0) \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{v}_{11}} \quad (2.82)$$

Denklemin daha sade hali şöyle gösterilir:

$$\tau = t_{\beta_1=0}^2 + 1(\hat{\beta}_1 < 0) t_{\beta=0}^2 \quad (2.83)$$

Test istatistiğine ait kritik değerlere Kruse(2011) makalesinde yer verilir.

Test istatistiği hesaplanırken farklı model düzeyleri için ham veri, arındırılmış veri ve ortalama ve trendden arındırılmış veri olarak ele alınır. Söz konusu makalede kritik değer tablosunda ham veri $d_t = 0$, ortalamadan arındırılmış veri $d_t = 1$ ve trend ve ortalamadan arındırılmış veri için $d_t = [1t]'$ olarak tanımlanır (Güriş, 2020: 135).

2.1.12.Cuestas ve Ordenez(2014) Birim Kök Testi

Cuestas ve Ordenez (2014) çalışmalarında doğrusal olmama nedenlerine odaklanmaktadırlar. Buna göre asimetric ortalamaya dönüş ve yapısal kırılma durumunu deterministik yumuşak geçiş ile ele alan yeni bir test süreci önerilmektedir.

Cuestas ve Ordenez çalışmalarında ESTAR modellemeye bağlı olarak ilk model yapısını aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$y_t = g(t) + \epsilon_t \quad (2.84)$$

Burada $\epsilon \sim NIID(\sigma^2)$ ve $g(t)$ zamana bağlı ve sabit olmayan fonksiyonu olarak tanımlanır. Buna göre $g(t)$ için lojistik geçiş modeli şu şekildedir.

$$g(t) = g_1 + g_2 t + g_3 L_t(\gamma) + g_4 t L_t(\gamma) \quad (2.85)$$

Denkleminde yer alan $L_t(\gamma)$ lojistik yumuşak geçiş fonksiyonu şöyledir:

$$L_t(\gamma) = \frac{1}{1+e^{-\gamma t}} \quad (2.86)$$

Burada $\gamma > 0$ olarak belirtilir ve geçiş parametresinin hızı γ ile gösterilir. Bu nedenle parametrenin büyümesi hızlı bir geçişin ifadesidir. Eğer $\gamma = 0$ ise $L_t = 0$ olur ve bu da yapısal kırılma olmadığı anlamına gelir (Cuestas, Ordenez, 2014:967-969).

Makalede ilk olarak serideki asimetri nedeniyle Kapetanios, Shin ve Snell (KSS-2003) birim kök testinin uygulanmasını tavsiye eden Cjristopoulos ve Leon-Ledesma birim kök testi sürecinde olduğu gibi denklem(2.84) OLS ile tahmin edilir (Cuestas, Ordonez, 2014: 971).

$$\hat{\epsilon}_t = y_t - g(t) \quad (2.87)$$

İkincisi OLS ile tahmin edilen modele ait kalıntılara, birim kökü savunan temel hipoteze karşın alternatif hipotezde durağan ESTAR süreci savunan KSS(2003) birim kök testi uygulanır.

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = a\hat{\epsilon}_{t-1} + \vartheta \hat{\epsilon}_{t-1} (1 - e^{-\theta \hat{\epsilon}_{t-1}^2}) + \epsilon_t \quad (2.88)$$

KSS testine göre $\alpha = 0$ olarak kullanır ve burada $\hat{\epsilon}_t$ 'nin merkezi rejime bağlı olarak birinci farkı temsil ettiği anlamına gelir. KSS, birim kök boş hipotezinin test edilmesi için Taylor yaklaşımını denklem(2.80) için tavsiye etmektedir.

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \delta \epsilon_{t-1}^3 + \eta_t \quad (2.89)$$

Burada η_t hata terimi ve denklem(2.88) ve denklem(2.89) otokorelasyon sorunundan dolayı bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri de içermektedir.

Hipotezler:

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta < 0$$

(2.90)

olarak test edilir. Test istatistiği \hat{t}_{SNL} olarak tavsiye edilmektedir. Test istatistiğine ait kritik değerler ilgili çalışmadan bulunabilir.

2.1.13.Park ve Shintani (2016) Birim Kök Testi

Park ve Shintani testi birim kök sınavasını geçişli otoregresif modeller için ele alır. Testin birim köklü temel hipotez karşın alternatif hipotezde doğrusal olmayan otoregresif modellerin durağanlığı test edilir. Buna göre aşağıda belirtilen adımlarla test süreci izlenilir (Park, Shintani, 2016: 636-637).

İlk olarak AR modeli ilk hali dikkate alınmakta ve birim kök ve ortalamaya dönüş rejimi için geçişli model kurulur. Birim kök rejimi:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (2.91)$$

ve ortalamaya dönüş rejimi için model,

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + u_t \quad (2.92)$$

olarak hesaplanır. Burada $\lambda < 0$ ile u_t sıfır ortalamaya sahip hataları tanımlar. Burada birim kök rejimi serilerde herhangi bir ortalamaya dönme eğilimi olmadığını ifade ederken, dönüş rejimi ile uzun vadede dengeye doğru durağanlık ifade edilir.

Ancak doğrusal olmayan AR modeli sürecinde ikinci rejim için geçiş fonksiyonu $\pi(y_{t-d}, \theta)$ olarak gösterilir. Burada y_{t-d} , $d \geq 1$ gecikmeli geçiş değişkeni, θ ; m boyutlu parametre ve π ise $\mathbb{R} \times \mathbb{R}^m$ ve m genellikle $0 < m < 1$ arasında değer alan 2×2 boyutlu gerçekte değerli fonksiyonu gösterir.

$$y_t = [1 - \pi(y_{t-d}, \theta)y_{t-1} + \pi(y_{t-d}, \theta)(1 + \lambda)y_{t-1} + u_t] \quad (2.93)$$

$$\Delta y_t = y_{t-1}\pi(y_{t-d}, \theta) + u_t \quad (2.94)$$

Burada $\lambda < 0$ ile azalan, d değerinin sabit olduğu varsayılır. Burada π geçiş fonksiyonu ile ayarlama hızı denklem (2.94) doğrusal olmayan kısmi AR modeline dönüştürülebilir. Ayrıca eğer $\lambda = 0$ olursa uzun vadede serinin dengede olmadığını temsil eden birim köklü rejim ifade edilir (Park, Shintani, 2016: 638). Bu nedenle denklem (2.94) için hipotezler:

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_0: \lambda < 0 \quad (2.95)$$

Test istatistiği İnf-t basit gösterimi şu şekilde gösterilir:

$$T_n = \inf_{\theta \in \theta_n} T_n(\theta) \quad (2.96)$$

Burada $T_n(\theta)$ ve θ_n sınır parametresidir.

$$T_n(\theta) = \frac{\hat{\lambda}_n(\theta)}{S(\hat{\lambda}_n(\theta))} \quad (2.97)$$

olarak ifade edilir.

2.2.DOĞRUSAL OLMAYAN YAPISAL KIRILMALI TESTLER

Doğrusal olmayan yapısal kırılmalı veya Fourier modeller olarak da bilinen birim kök testleri kırılmalı testlerde görülen ani veya kademeli kırılma yapılarının veya

kırılma sayılarının bilinmesinin gerekmediği varsayımına dayandırılarak geliştirilen testlerdir. Teorik yapısı serilerde periyodik olarak gerçekleşen kırılmalara sinüs ve cosinüs gibi trigonometrik dönüşümler uygulanarak, tahmin edilen modele birim kök sınaması yapılmaktadır. Burada incelenen testler Becker, Enders ve Lee (2006), Christopoulos-Leon-Ledesma (2010), Enders ve Lee Dickey-Fuler (2012) ve Rodrigues ve Taylor DF-GLS (2012) birim kök testleridir.

2.2.1.Becker, Enders ve Lee (2006) Birim Kök Testi

Becker, Enders ve Lee (2006) yapmış oldukları çalışmada kırılma sayısı ve yapısının bilinmediği varsayımında deterministik model biçimlerine dayanan yeni bir dönüşüm testi geliştirmişlerdir. Bu test yaklaşımında serinin frekans değeri kullanılarak durağanlığı test edilir. Fourier dönüşümüne tabi olan fonksiyon biçimlerinde görülen kırılmalar periyodik bir yapıya dayanan model yapılarına ek olarak Becker, Enders ve Lee testlerinde periyodik olmayan yapıları da ele almaktadır. Çalışmada seride görülen hem keskin ve yumuşak kırılmalar hem de kademeli kırılma yapıları için güçlü sonuçlar verir.

Test istatistiği temelde doğrusal KPSS testine fourier dönüşümünün uygulanması sonucunda Fourier KPSS (FKPSS) olarak adlandırılır. Test sürecine ait veri üretim süreci aşağıdaki gibidir (Becker, Enders, Lee, 2006: 382-383).

$$y_t = X_t\beta + Z_t\gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (2.98)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (2.99)$$

Burada $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ durağan hatalar ve u_t ise bağımsız ve σ_u^2 ile benzer dağılımlıdır. Burada y_t için düzey durağan süreç $X_t[1]'$ ve trend durağan süreç $X_t[1, t]'$ olarak gösterilmektedir. $Z_t = \left[\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right]$ belirlenen fourier yapısı seride görülen bir kırılma veya doğrusal olamayan durumda önerilmektedir.

Fourier modeli aşağıdaki şekilde kurulur:

$$\alpha(t) = a_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) , n < T/2 \quad (2.99)$$

Burada T örneklem, n toplam frekans sayısı ve k ise belirli bir frekansını ifade eder. Denklem(2.99) $\alpha(t)$ değerinin mükemmel uyumu yakaladığı yer $n < T/2$ olarak belirtilir. Aşağıda tek frekans için fourier modeli verilmektedir.

$$\alpha(t) \cong Z_t = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.100)$$

Burada k uygun frekans değeridir ve $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$ ise frekans genişliğidir.

Seride herhangi bir kırılma varlığı aynı zamanda bir frekansın varlığını gerektirir. Bu nedenle temel hipotez reddedilince, doğrusal olmayan süreç daha fazla güce sahip olur. Burada temel hipotez doğrusal olmayan eğilim süreci alternatifine karşı sınıdır.

Veri üretim sürecinde KPSS testi aşağıdaki şekildedir (Becker, Enders, Lee, 2006: 385-386):

$$\tau_{KPSS} = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (2.101)$$

Burada $\hat{S}_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j$ ve \hat{e}_t ; X_t 'nin gecikmeli değerlerine ait regresyonun kalıntı tahminidir. $\hat{\sigma}^2$ varyansı aşağıdaki şekildedir:

$$\hat{\sigma}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2) \quad (2.102)$$

Burada $S_T = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t$ ve hatalar parametrik olmayan bir düzeltmeyle belirlenebilir.

Sabit ve trend için aşağıdaki şekilde KPSS tipi modeller kurulur:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.103)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.104)$$

Denklem (2.103) ve (2.104) için test test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$\tau_\mu(k) \text{ veya } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \bar{S}_t(k)^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (2.105)$$

Burada $\bar{S}_t(k) = \sum_{j=1}^k \hat{e}_j$ ve \hat{e}_j denklem (2.103) için $\tau_\mu(k)$ denklem (2.104) için $\tau_\tau(k)$ OLS kalıntılarıdır.

KPSS testinde uzun dönemli varyansın parametrik olmayan tahmini için gecikmesi, l ve w_j ; $j=1, \dots, l$ aşağıdaki modelle gösterilmektedir.

$$\hat{\sigma}^2 = \bar{y}_0 + 2 \sum w_j \hat{y}_j \quad (2.106)$$

Test süreci için öncelikli olarak uygun frekans değeri ve model seçimi için denklem (2.103) ve (2.104) tahmin edilir. Tahmin edilen bu denklemlerde uygun k frekans seçimi

$k=1, \dots, 5$ tüm değerler arasından belirlenen frekans değeri minimum kalıntı karelere (minSSR) karşılık gelmelidir.

Uygun \hat{k} frekans değeri için model, aşağıda gösterildiği gibidir.

$$\tau_i(\hat{k}) = \tau_i(k) \quad (2.107)$$

Burada $\hat{k}, i=\mu, \tau$ olarak ifade edilir. Doğrusal olmayan test süreci için F testi aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$$F_i = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/(T-q)} \quad i = \mu, \tau \quad (2.108)$$

Denklemden $SSR_1(k)$ kesme ve trend denklemlerine ait kalıntı kareleri ifade ederken SSR_0 ise fourier dönüşümünden önceki regresyon denklemine ait kalıntı kareler temsil edilir. T burada gözlem sayısı ve q ise regresör sayısıdır. Test istatistiğine ait kritik değerler tablosu Becker vd.(2006) çalışmasında yer almaktadır(Becker, Enders, Lee, 2006: 390-391)

2.2.2.Christopoulos-Leon-Ledesma (2010) Birim Kök Testi

Christopoulos ve Leon Ledesma (2010) testinde satın alma gücü paritesi için sıfır hipotezinin reddedilmesini sağlayacak iki kavram vurgulanmaktadır. Bunlar yumuşak geçişli yapısal kırılmalar ve doğrusal olmayan ortalamaya dönüş birlikte modellenmeye çalışılır. Testte yapısal kırılmaların uzun vadede ortalamaya dönüşü fourier dönüşümü ve doğrusal olmayan süreç ise ESTAR geçiş fonksiyonuyla modellenir (Christopoulos, Leon-Ledesma, 2010: 1076).

Fourier dönüşüm modeli;

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (2.109)$$

olarak hesaplanır. Model için sıfır hipotezi aşağıdaki şekildedir.

$$H_0: v_t = \mu_t, \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \quad (2.110)$$

Burada h_t sıfır ortalamalı durağan olduğu varsayılır. Test için üç aşamalı bir prosedür önerilmektedir.

Fourier dönüşümlü modeller için elde edilen birim kök testlerinde olduğu gibi birinci adımda öncelikle dönüşümlü model için uygun frekans değeri minimum kalıntı

kareyi veren k değeri olarak elde edilir ve bu frekans değeri için OLS ile elde edilen modelin kalıntıları belirlenir.

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.111)$$

İkinci adımda kalıntılara birim kök testi yapılır. Bunun için elde edilen modeller şu şekildedir:

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (2.112)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} + (1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-1}^2)) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad i=1, 2, \dots, L \quad (2.113)$$

Fourier KSS birim kök testi aşağıdaki şekilde modellenir:

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (2.114)$$

Burada $\theta > 0$ ve u_t beyaz gürültü hata terimidir. Denklem (2.105) doğrusal olmayan FADF birim kök testi için kullanılır. Denklem (2.113) ve denklem (2.114) doğrusal olmayan KSS modelini temsil etmektedir. Modeller, deterministik bileşendeki kırılmalarından arındırıldıktan sonra orijinal seriye birim kök sınaması yapılır.

Üçüncü adımda birim köklü sıfır hipotezi reddedilirse, $F_\mu(\tilde{k})$ aşağıdaki hipotezler ile parametre anlamlılığı sınanır.

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$$

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 \neq 0 \quad (2.115)$$

Sıfır hipotezi reddedilirse serinin deterministik fonksiyonla durağan olduğu sonucuna varılabilir.

Sıfır hipotezinin testi için Kılıç ve Jong (2006) birim kök testi ile test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$F - t_{NL} = \frac{\tilde{\lambda}_1}{s.e(\tilde{\lambda})_1} \quad (2.116)$$

Test istatistik değeri için hesaplanan kritik değerler tablosuna Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) makalesinde yer verilmektedir (Christopoulos, Leon-Ledesma, 2010: 1076-1082).

2.2.3. Enders ve Lee (2012) Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Dickey-Fuller regresyon denkleminin deterministik kısmına fourier dönüşümünün uygulanması sonucunda geliştirilen birim kök testidir. Testte temel olarak Enders ve Lee(2012) testiyle LM azaltma yöntemini kullanırken Rodrigues ve Taylor(2012) yaklaşımı için DF-GLS testi kullanılır.

Deterministik terim $\alpha(t)$ zamana bağlı bir fonksiyon süreciyle DF testi aşağıdaki şekilde modellenir.

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (2.117)$$

Burada ε_t ; σ_ε^2 varyans terimi ile sabit durağan ve $\alpha(t)$ ile t 'nin deterministik fonksiyonu tanımlanır. Temel hipotezde $\rho = 1$ ile birim kök testi sınanmakta ancak $\alpha(t)$ bilinmediğinden dolayı herhangi bir $\rho = 1$ testinin sınaması hatalı sonuçlar verecektir. Bilinmeyen $\alpha(t)$ fonksiyonu için fourier dönüşüm modelinin aşağıdaki şekilde kurulması önerilir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad n \leq T/2 \quad (2.118)$$

Bu test yaklaşımında n frekans sayısını ve k ise belirli bir frekans sayısını temsil etmektedir. T ise gözlem sayısıdır.

Ayrıca $\alpha_1 = \beta_1 = \dots = 0$ doğrusal olması durumunda standart birim kök testlerinin uygulanması yeterli olmaktadır. Ancak seride görülen bir kırılma ve doğrusal olmayan süreç durumunda fourier frekans yaklaşımının kullanılması önemlidir.

Bir regresyon modeli için uygun frekans değeri yaklaşımının kullanılması önem arz etmektedir. Çünkü belirli bir regresyon modeli için büyük bir n frekans değeri veya çok fazla frekans bileşeni ve serbestlik derecesinin kullanılması da yanlış ve aşırı bir uydurma sorununa neden olacağından tercih edilmemelidir.

Aşağıdaki model biçimi uygun k değeri için kullanılır.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.119)$$

Burada t_{DF} testinin temel hipotezi $\rho = 0$ için test istatistiğini ifade etmektedir. DF testinin asimptotik dağılım özelliği LM testiyle aynıdır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta k frekans değeri ve T gözlem sayısına bağlı olarak kritik değerlere karar

verilmesidir. Test istatistiği için belirlenen kritik değerler tablosu Enders ve Lee (2012) makalesinde yer almaktadır(Enders, Lee, 2012: 196-197).

FADF testinin test prosedür süreci aşağıdaki şekilde özetlenebilir.

Adım 1: Birim kök testine ait regresyon modeline dönüşüm uygulandıktan sonra tahmin edilir. Uygun frekans değeri için $1 \leq k \leq 5$ tüm değerlere ait kalıntı kareler toplamı (SSR) değeri elde edilir ve minSSR değerini veren k 'ya uygun frekans değeri olarak karar verilir.

Adım 2: Doğrusal olmayan seriler için $c_3 = c_4 = 0$ parametreleri anlamlılığı için Wald testi uygulanır ve eğer Wald testi yani F-testine ait değer tablo kritik değerinden küçükse birim kökü savunan temel hipotez kabul edilir. Yani serinin doğrusal bir yapı sergilediği savunulabilir.

2.2.4. Rodrigues ve Taylor DF-GLS (2012) Birim Kök Testi

Rodrigues ve Taylor(2012) birim kök testi olağan en küçük kareler yaklaşımına dayanarak regresyon denkleminin deterministik kısmına fourier dönüşümü uygulamış ve durağanlık analizi için geliştirilen yeni bir testtir. Fourier dönüşüm sürecindeki temel mantık, bilinmeyen sayıda kırılmalar ve kırılma yapılarını belirlemektir. Rodrigues ve Taylor (2012) geliştirmiş oldukları dönüşüme Elliott, Ruthenberg ve Stock(1996) ait GLS sürecine dayanan testi önermektedirler (Rodrigues, Taylor, 2012: 736).

Teste ait veri üretim süreci için model yaklaşımı aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_3 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2.120)$$

$$x_t = \phi x_{t-1} + u_t \quad (2.121)$$

Burada $u_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ ve başlangıç şartı x_t değeri $op(1)$ yani rassal değişken olarak düşünülmektedir. Frekans değeri k , sabit değer olarak ele alınır.

$$H_0: \phi = 1$$

$$H_0: |\phi| < 1 \quad (2.122)$$

Burada temel hipotezle birim kök süreci test edilirken alternatif hipotezle ise denklem(2.114)'e dayanarak doğrusal olmayan durağanlık test edilir.

Denklem (2.113) daha basit ifadeyle ele aldığımızda aşağıdaki şekilde yazılır:

$$y_t = z_t' \alpha + f_t(k)' \varphi + x_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2.123)$$

Burada $Z_t = (1, t)'$ ve $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1)'$ trend model için ele alınır. Dolayısıyla sabit modelin $Z_t = 1$ ve $\alpha_i = \alpha_0$ olmaktadır.

$$f_t(k) = \left(\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right)' \quad (2.124)$$

$$\varphi = (\varphi_1, \varphi_2)$$

Vektör şeklinde model gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$y = Z_\alpha + f(k)\varphi + x \quad (2.125)$$

Burada $Z: (z_1', \dots, z_T')$ ve $f(k) = (f_1(k)', \dots, f_T(k)')$ TX2 boyutunda matrislerdir. Z sabit olduğunda y ve x TX1 boyutunda vektör olmaktadır (Rodrigues, Taylor, 2012: 738).

Rodrigues ve Taylor (2012) makalelerinde GLS modelini azaltmak için yukarıda gösterilen denklem (2.120) ve denklem(2.121) birim kök testini iki adımlı olarak şu şekilde gösterilir. İlk adımda (Rodrigues, Taylor, 2012: 739):

$$y_{\bar{c}_{k,\zeta}} = (y_1, y_2) - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) y_1, \dots, y_T - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) y_{T-1} \quad (2.126)$$

$$v_{\bar{c}_{k,\zeta}} = (v_1, v_2) - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) v_1, \dots, v_T - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) v_{T-1} \quad (2.127)$$

Burada $v_t = (z_t', f_T(k)')$ ve $\theta = (\alpha', \varphi)'$ tahminleri parametre vektörlerini elde etmek için yapılır. Dolayısıyla tahmin $\hat{\theta}_{\bar{c}_{k,\zeta}} = \left(\hat{\alpha}'_{\bar{c}_{k,\zeta}}, \hat{\varphi}'_{\bar{c}_{k,\zeta}}\right)'$ denklemiyle elde edilmektedir. GLS trendinin azaltılması için parametre $\bar{c}_{k,\zeta}$ olarak gösterilir ve ayrıca $\zeta = \mu, \tau$ şeklinde ifade edilmektedir. Denklemde k frekans değeri iken, sabit model μ için $z_t = 1$ ve doğrusal trend model τ için $z_t = (1, t)'$ ile gösterilir. Eğer $k=0$ ise sabit modeli $\bar{c}_{0,\mu} = -7$ ve trend modeli için ise $\bar{c}_{k,\zeta} = -13.5$ gösterilir.

İkinci adımda trendden arındırılmış seriler için GLS testi ile aşağıdaki modele birim kök testi uygulanır.

$$y_t^{\bar{c}_{k,\zeta}} = y_t - z_t' \hat{\alpha}'_{\bar{c}_{k,\zeta}} - f_t(k)' \hat{\varphi}_{\bar{c}_{k,\zeta}} \quad t = 1, \dots, T \quad (2.128)$$

Burada $\phi=0$ için t istatistik değeri aşağıdaki model ile hesaplanır.

$$\Delta y_t^{\bar{c}_{k,\zeta}} = \phi y_{t-1}^{\bar{c}_{k,\zeta}} + u_t \quad t = 2, \dots, T \quad (2.129)$$

Rodrigues ve Taylor (2012) test istatistiği $t_\phi^{ERS\zeta}$ olarak gösterilir. Sabit model $t_\phi^{ERS\mu}$ ve trend model $t_\phi^{ERS\tau}$ şeklindedir. Test için kritik değerler tablosu Rodrigues ve Taylor (2012) makalesinde yer verilmektedir.

2.3.DOĞRUSAL-DIŞILIK TESTLERİ

İktisadi değişkenlere uygulanan zaman serileri analizinde bilinmeyen veri yapılarında doğrusallık yaklaşımının kullanımı yaygındır. Ancak son zamanlarda yapılan çalışmalarda doğrusal kabul edilen bu yapıların doğrusal olup olmadığının belirlenmesi için bazı testler geliştirilmiştir. Bu durumda temel hipotez altında doğrusallık varsayımıyla ele alınan testler bu hipotezin kabul edilmesiyle yapılan birim kök testlerinin yeterli olduğu ancak alternatif hipotezin kabul edilmesi yani serilerin doğrusal olmaması durumunda ise doğrusal olmayan birim kök testleri dikkate alınmalıdır. Çalışmamızda verilere uyguladığımız doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök test sınamalarından sonra son olarak doğrusal-dışılık durumu için geliştirilen testler uygulanmaktadır. Bu testler McLeod-Li(1983), Tsay (1986), Keenan (1985) ve Chang ve Tong (1990) olarak ele alınacaktır.

2.3.1.McLeod-Li (1983) Testi

Bu test, ARMA sürecine sahip modelin kalıntı karelerin otokorelasyonuna dayanan ve testin gücünün tespiti için Ljung-Box testinin kalıntılara uygulanması McLeod ve Li (1983) tarafından önerilir (Bisaglia, Gerolimetto, 2014:7).

Granger ve Andersen (1978) sabit ve doğrusal süreç için tüm k'lar,

$$\text{Corr}(x_t^2, x_{t-k}^2) = (\text{Corr}(x_t, x_{t-k}))^2 \quad (2.130)$$

olarak hesaplanır. McLeod-Li testi, doğrusal olmayan süreçler için Box-Ljung Pierce istatistiğine bağlı olarak ARMA sürecinden elde edilen kalıntıları sınamaktadır. Buna göre test sürecine ait adımlar aşağıdaki şekilde gösterilir (Koller, Ficher, 2002:196):

Adım 1: Modele ait gecikme uzunluğu belirlenir ve u_t^2 otokorelasyon fonksiyonu tahmin edilir.

$$r_{uu}(k) = \frac{\sum_t (u_t^2 - \sigma^2)(u_{t+k}^2 - \sigma^2)}{\sum_t (u_t^2 - \sigma^2)^2} \quad (2.131)$$

Burada σ^2 , u_t^2 değerinin varyansını temsil etmektedir.

Adım 2: McLeod-Li testi, veri ve koşullu ortalamaya sahip model biçimlerinde ARMA model tahmin kalıntılarına uygulanan test olarak bilinir. Ljung-Box testine dayandırılan McLeod-Li testi ile benzerliğe sahip olsalar da McLeod-Li testi, Ljung-Box testinin seri kalıntılarına uygulanan biçimi olarak adlandırılır.

$$Q_{uu}(k) = T(T + 2) \sum_{i=1}^k \frac{1}{(T-i)} r_{uu}(i) \quad (2.132)$$

Adım 3: Test istatistiğine ait anlamlılık seviyesi, k serbestlik derecesi ve X^2 dağılımına bağlı olarak temel hipotez altında τ kritik değeri hesaplanır.

Adım 4: $Q_{uu}(k) > \tau$ olursa doğrusallık temel hipotezi reddedilir. Temel hipotezin reddi doğrusal olmayan sürecin varlığını gösterir.

2.3.2. Keenan (1985) Testi

Keenan testi, ikinci dereceden Voltera açılımına bağlı olarak doğrusallıktan sapmaları test etmektedir. Voltera testi, doğrusal olmayan süreçler için durağanlığı sınanan genel bir testtir. Belirtilen Voltera açılımı aşağıdaki şekildedir (Keenan, 1985: 39).

$$Y_t = \mu + \sum_{u=-\infty}^{\infty} \sum_{v=-\infty}^{\infty} \theta_u \alpha_{t-u} + \sum_{u=-\infty}^{\infty} \sum_{v=-\infty}^{\infty} \theta_{uv} \alpha_{t-u} \alpha_{t-v} \quad (2.132)$$

Burada eğer $\sum_{u=-\infty}^{\infty} \sum_{v=-\infty}^{\infty} \theta_{uv} \alpha_{t-u} \alpha_{t-v} = 0$ olursa bu durum doğrusallığı ifade etmektedir. Test için aşamalar aşağıdaki şekildedir.

Öncelikli olarak seçim kriterleriyle bir gecikme değeri seçilir. Daha sonra X_t açıklayıcı gecikmeli değerlerine ait regresyon modelinden \hat{X}_t değeri, hata terimi \hat{a}_t ve minimum kalıntı kareler elde edilir (Bisaglia, Gerolimetto, 2014: 11).

Son olarak artıkları ζ_t belirlemek için \hat{X}_t^2 gecikmeli değerler üzerine regres edilir (Güriş, 2020: 97).

$$\hat{X}_t^2 = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (2.133)$$

Denklem (2.133) ile aşağıdaki model biçimi elde edilir.

$$\hat{\eta}_t = \frac{\sum_{t=p+1}^n \hat{a}_t \zeta_t}{\sum_{t=p+1}^n \zeta_t^2} \quad (2.134)$$

Test istatistiği için,

$$\hat{F} = \frac{(\eta-2p-2)\hat{\eta}^2}{(SSR-\hat{\eta}^2)} \quad (2.135)$$

olarak belirlenmektedir. Temel hipotez altında doğrusallık aşağıda gösterildiği gibi sınanır:

$$H_0: \sum_{u=-\infty}^{\infty} \sum_{v=-\infty}^{\infty} \theta_{uv} \alpha_{t-u} \alpha_{t-v} = 0 \quad (2.136)$$

Burada $\alpha_t \sim iid(0, \sigma^2)$ olarak ifade edilir. $\hat{F} \sim F_{1, n-2p-2}$ asimptotik dağılımlı olarak gösterilir (Keenan, 1985: 41).

2.3.3. Tsay (1986) Testi

Tsay çalışmasında iki farklı doğrusal olmayan testi ele almaktadır. Buna göre Keenan(1985) ve Tukey(1949) çalışmalarına alternatif bir test geliştirmiştir. Bu test doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin ayırımına varmak için yapılır. Aynı zamanda bu testin Keenan(1985) testine göre güç olarak daha üstün olduğu belirtilir. Test prosedür süreci aşağıdaki şekildedir (Tsay, 1986: 462):

Adım 1: Y_t zaman serisinin gecikmeli değerlerine ait regresyonundan elde edilen \hat{e}_t kalıntıları belirlenir.

Adım 2: Y_t 'nin her değeri için çapraz elemanlarında Z_t vektörü $Z_t = (1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m})$ elde edilir.

Adım 3: \hat{e}_t hata terimi için \hat{X}_t açıklayıcı değişken vektörü kalıntı vektörü olarak belirlenir.

Adım 4: Tsay Test istatistiği:

$$F = \left\{ \sum \hat{X}_t \hat{e}_t (\hat{X}_t^T \hat{X}_t)^{-1} (\hat{X}_t^T \hat{e}_t) / m \right\} / \left\{ \sum \hat{e}_t^2 / (n - \mu - m - 1) \right\} \quad (2.137)$$

Burada \hat{e}_t^2 OLS olarak ifade edilir.

2.3.4. Chang ve Tong (1990) Testi

Likelihood Ratio (LR-1986) testi Chang ve Tong tarafından geliştirilmiştir. Test genel olarak doğrusal olmayan eşik LR testi olarak bilinir. Chang ve Tong(1986) testinde eşik TAR modeli aşağıdaki şekilde önerilmektedir (Chan, Tong, 1990: 469-470).

$$X_t - \theta_0 - \theta_1 X_{t-1} - \dots - \theta_p X_{t-p} - I(X_{t-d} \leq r) (\phi_0 - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_q X_{t-q}) = \varepsilon_t \quad (2.138)$$

Denklemin daha basit gösterimi şu şekildedir:

$$X_t = \theta_0 + \theta_1 X_{t-1} + \dots + \theta_p X_{t-p} + I(X_{t-d} \leq r)(\phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_q X_{t-q}) + \varepsilon_t \quad (2.139)$$

$$X_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i X_{t-i} + I(X_{t-d} > r)(\phi_0 + \sum_{i=1}^q \phi_i X_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (2.140)$$

Burada $\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ olarak gösterilmekte ve $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonudur. Eşik parametre r temsil etmekte ve p, d, q ise bilinmeyen parametreler $1 \leq d \leq p$ olarak ifade edilir.

LR test istatistiği:

$$\lambda = \sup_{r \in \bar{R}} (\text{RSS}_{\text{AR}} - \text{RSS}_{\text{TAR}(r)}) / \hat{\sigma}^2 \quad (2.141)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \inf_{r \in \bar{R}} \text{RSS}_{\text{TAR}(r)} / n \quad (2.142)$$

Test istatistiğinde RSS_{AR} ve $\text{RSS}_{\text{TAR}(r)}$ temel hipotez altında kalıntı kareler toplamını belirler. Burada $n = N - p + 1$ ve N gözlem sayısını temsil etmektedir. Test istatistiğine ait temel hipotez şekildeki gibidir.

H_0 : Otoregresif AR(p)süreç

H_1 : TAR modeli ile ρ düzeyinde durağan süreç

Likelihood (Olabilirlik) testi X^2 düzensiz ve asimptotik dağılım özelliği gösterir (Bisaglia, Gerilemetto, 201: 12).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMPİRİK BULGULAR

3.1.ENFLASYON

Enflasyon, bir sepetteki mal ve hizmetlerde görülen sürekli fiyat artışı olarak tanımlanmaktadır. Bu tanımdan da anlaşılacağı üzere enflasyonun gerçekleşebilmesi için fiyatların değil fiyatlar genel düzeyinin artmasının yanı sıra artışın sürekli bir artış olarak gözlemlenmesi gereklidir (www.mahfiegilmez.com). Buradaki sürekli artış bir başka deyişle alım gücünün düşmesi anlamına da gelmektedir.

Enflasyon çeşitleri artış hızlarına, nedenlerine ve gelişim süreçlerine göre sınıflandırılmaktadır. Sürünen (ılımlı) enflasyon, kronik enflasyon, hiper enflasyon hızlarına; talep enflasyonu ve maliyet(arz) enflasyonu nedenlerine; açık ve gizli enflasyon ise gelişim süreçlerine göre ele alınmaktadır.

Artış hızlarına göre ele alınan enflasyon türlerinden sürünen enflasyon, fiyatlardaki artışın yavaş veya düşük oranlarda gerçekleşmesine bağlı olarak belirlenmektedir. Düşük oranlarda gerçekleşen bu enflasyon türünde, yüksek faiz oranı uygulanmasından dolayı paranın tasarruf aracı olarak kullanılması tercih edilen bir durum olmaktadır. Sürünen enflasyonda, enflasyonun gelişmiş ülke ekonomilerinde %4 altında gerçekleşmesi beklenirken, bu oran gelişmekte olan ülkelerde %6 ve altında olarak beklenir (Can, 2019: 17).

Kronik enflasyon ise enflasyon oranının belirli sınır değerler içinde yer almasını ifade etmektedir. Başka bir deyişle aşırı veya düşük değerler arasında yer alan enflasyon oranı belli bir oran aralığında süreklilik arz ettiğinde kronikleşme olarak adlandırılır. Bu süreklilik durumu ulusal paraya olan güveni zayıflatmakta ve kişiler ile kurumlar özelinde para tasarruflarının sağlıklı yapılamamasına neden olmaktadır.

Hiper enflasyonda fiyatlar genel düzeyi kontrolsüz ve çok yüksek oranlarda gerçekleşmektedir. Bu enflasyon türünde harcamaya yönelik, kredi kullanımının yüksek olduğu, tasarrufların azaldığı, işlemlerin dövize endeksli yapıldığı, yerli paraya ve

ülkeye olan güvenin çok fazla sarsıldığı, ekonomik büyümenin negatif yönlü olduğu, işsizliğin arttığı, şirket iflaslarının arttığı vb. durumlar gerçekleşmektedir.

Nedenlerine göre iki farklı enflasyon türü vardır. Bunlar talep enflasyonu ve maliyet (arz) enflasyonu olarak ifade edilmektedir. Talep enflasyonu mal ve hizmet arzındaki artışın az olmasından kaynaklanır. Ayrıca yüksek talebin karşılanamamasından dolayı fiyatlar genel düzeyinin artması olarak tanımlanmaktadır (Gök, 2019:5). Maliyet enflasyonu ya da arz enflasyonu olarak adlandırılan enflasyon, üretim için gerekli olan hammaddelerin ve işçiliklerin fiyatlarının yükselmesine neden olur. Bu durum ithal girdilerin üretimde kullanılmasından kaynaklanır. Ayrıca artan fiyatlara bağlı olarak satın alma gücünü de düşürmektedir. Satın alma gücü düşen işçilerin ücretlerinin arttırılmasını talep etmeleri de aynı zamanda maliyet enflasyonunu etkilemektedir.

Gelişimlerine göre enflasyon açık enflasyon ve gizli enflasyon olarak tanımlanmaktadır. Açık enflasyon, talebin çok olduğu ama kaynakların kıt olduğu durumları ifade etmektedir. Bu enflasyon türünde devletin fiyatlara ve piyasaya herhangi bir müdahalesi söz konusu olmamaktadır. Gizli enflasyon ise, fiyat artışlarına bağlı olarak ürünlerdeki kalitenin düşürülmesini ve miktarların azaldığı durumları ifade etmektedir (Can, 2019: 16).

Enflasyonun ekonomiler, toplumlar ve bireyler üzerinde çok fazla olumsuz etkisi bulunmaktadır. Enflasyona maruz kalan ekonomiler bu zorlu süreçle mücadele edebilmek ve çözüm üretebilmek için yaşanan sorunları anlamalı ve buna yönelik adımlar atmalıdır. Bu kapsamda süreci yaratan nedenlerle beraber etkileri de tahlil edilmelidir.

3.2.SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ

Satın alma gücü paritesi (SAGP) tarihte birçok araştırmacı tarafından ele alınmasına rağmen, kavram olarak ilk kullanan İsveçli iktisatçı Gustav Cassel (1921,1922) daha geniş kesimlere yayılmasını ve kullanılmasını teşvik etmiştir. Cassel, SAGP döviz kuru ve miktar teorisi kavramlarına göre açıklamaktadır. Bu bağlamda döviz kurunun belirlenmesi bakış açısında uluslararası düzeyde belirlenmesi gerektiği üzerinde durmuştur (Rogof, 1996: 648-649).

Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) kavramı genel olarak iki farklı para biriminin arasındaki kur değişimine bağlı olarak belirlenen ve her iki ülkenin görelî fiyat değişimiyle karakterize edilmektedir. SAGP döviz kurunun hareketlerinin belirlenmesi teorisinden yola çıkarak fiyat değişimine odaklanmasıyla aynı zamanda “döviz kurlarının enflasyon teorisi” olarak da tanımlanmaktadır (Dornbusch, 1985). Daha açık ifadeyle SAGP ülkeler arasındaki farklı para biriminden bir mal sepeti için satın alma güçlerinin eşitlenmesine dayanmaktadır. Aynı ve homojen olan mal sepetinin aynı fiyat üzerinden ve uluslararası ticarete ek bir masrafın olmadığı, herhangi bir ticari engelle karşılaşılması koşuluyla odaklanmaktadır.

Tek fiyat kanunu, aynı malların farklı ülkelerde aynı fiyata ve aynı para biriminden eşitlenmesi gerektiğine odaklanmaktadır. Tek fiyat kanunu, satın alma gücünün bir varyasyonu $P_i = eP_i^*$ ve $E = P_i / P_i^*$ olarak ifade edilmektedir. Burada P_i , i malının ulusal para birimi, P^* yabancı para birimi ve e yabancı para biriminin ulusal para birimine olan döviz kuru olarak tanımlanmaktadır.

Ekonomideki anlık ve maliyetsiz arbitrajdan kaynaklanan parasal veya gerçek zorluklar ne olursa olsun iki ülkedeki ortak bir pazar sepetine ait ortak para biriminden ölçülen fiyatlar her zaman aynı $P/e P^* = 1$ olması anlamına gelmektedir (Dornbusch, 1985).

Satın alma gücü paritesi mutlak ve nispi olmak üzere iki farklı şekilde ele alınmaktadır. Mutlak satın alma gücü paritesi, iki farklı ülkede aynı ürün grubuna ait fiyatların belirlenen sabit kur üzerinden eşitlenmesi olarak tanımlanır. Bu durum belirlenen kurun uluslararası düzeyde aynı satın alma gücüne sahip olması anlamına da gelmektedir (Özdamarlar, 2014:9). SAGP kuramının uygulanması aşamasında aksaklıklarla karşılaşılabilir. Özellikle SAGP'nin ölçülebilmesi için verilerdeki yetersizlik, bazı ülkelerde mal sepetinde farklılıklar görülmesi, bazı ülkelerin uluslararası standartlara uygun mal sepeti oluşturmamaları ve kavramsal olarak ülkeler bazında TÜFE ve ÜFE'nin değişmesi olarak ifade edilebilir. Mutlak satın alma gücü paritesi $\sum P_i = e \sum P_i^*$ olarak modellenmektedir. Daha önce de ifade edildiği gibi burada P_i , i malının ulusal para birimi, P^* yabancı para birimi ve e yabancı para biriminin ulusal para birimine olan döviz kuru olarak tanımlanmaktadır.

Nispi satın alma gücü paritesi, iki farklı ülkede aynı ürün grubuna ait fiyatların yıllar içindeki değişiminin belirlenen kur üzerinden ifade edilmesidir. Burada mutlak satın alma gücünden farklı olarak belli bir dönemdeki kur değil, sıfır alınan dönemden hareketle kurdaki yıllık değişim dikkate alınmaktadır. Nispi fiyat seviyeleri ve döviz kurundaki değişiklikler açısından satın alma gücü paritesi değerlendirildiğinde $e = \theta P/P^*$ olmaktadır. Burada θ ticaret engellerini yansıtan sabit olarak gösterilmektedir. θ , yurtiçi fiyatlarının yurtdışı fiyatları seviyesine göre bir artışı nedeniyle yerel paranın değer kaybetmesi olarak da tanımlanmaktadır. Nispi satın alma gücü paritesi $\% \Delta e = \% \Delta P - \% \Delta P^*$ olmak üzere, burada e fiyatlarda yüzde değişimin ifadesidir (Pakko, Pollard, 2003: 14).

Satın alma gücü paritesi teorisinde farklı ekonomik yapılara sahip ülkelerin aynı sistem üzerinden değerlendirilmek istenmesine rağmen, uygulamada bazı ticaret sorunlarıyla karşılaşabilmektedir (www.investopedia.com). Satın alma gücü paritesinin dezavantajları olarak nitelendirilen bu farklılıklar; taşıma maliyetleri, vergiler, rekabet ortamı, ticarete konu olmayan mallar yani sigorta ve işçilik, üretkenlik farklılıkları, devlet harcamaları ve cari açık gibi örnekler verilebilir. İthalata bağlı olarak taşıma maliyetlerine yansıyan nakliye ve vergi giderlerinin özellikle yüksek olduğu ülkelerde bu durum fiyatlara da yansıtacağından SAGP için dezavantaj oluşturmaktadır. Bir ülkede satışlar üzerinden alınan katma değer vergisi ve gümrük tarifeleri de ülkeden ülkeye ürün fiyatında farklılıklara sebep olmakta ve bu durum satın alma gücü paritesini etkilemektedir. Ayrıca ortak pazara tabi olan sektörlerde bilinçli şekilde yükseltile fiyatlar ve elde edilen kazançlar nedeniyle şirketlerin rekabet edememelerine sebep olmaktadır. SAGP teorisi konusu geçen mal ve hizmetlerin tüm ülkelerde ticaretinin yapıldığı varsayımına dayanmasına rağmen, bazı işlemlerde yapılan harcamalar hesaplanamamaktadır. Bunlara sigorta ve işçilik maliyetleri örnek olarak gösterilebilmektedir. Ayrıca devlet harcamalarının haneler ve işletmelere göre daha fazla olması ve özellikle bunun ticareti yapılmayan ürünlerde yoğunlaşması genel fiyat seviyesinde artışlara neden olabilmektedir.

Üretkenlik farklılıkları olarak adlandırılan bir başka dezavantaj ise Balassa ve Samuelson (1964) tarafından sunulmaktadır. Balassa ve Samuelson (1964)'de ülkelerin gelişmişlik seviyelerine göre ticarete konu olan ve olmayan mal üretiminde fiyat ve üretkenlik farklılıklarına sebep olacağını savunmaktadır. Teoriye göre ticarete konu

olmayan malların fiyat endekslerine dâhil edilmesi durumunda yüksek gelire sahip olan ülkelerin para birimleri düşük gelirli ülkelere göre daha yüksek olacaktır. Dolayısıyla üretkenlikteki farklılıklar kişi başına düşen geliri etkilediğinden yüksek gelirli ülkelerin işgücü üretkenliği düşük gelirli ülkelere göre daha yüksek çıkmaktadır. Üretkenlik farklılığı ticareti yapılan ürünlerin üretkenliğini de etkilediğinden yüksek gelirli ülkelerde firmalar işgücüne daha fazla ücret ödemektedir. Bu nedenle yüksek gelirli ülkelerde hizmetteki fiyatlarda artışlara sebep olacağı vurgulanmaktadır. Bu durum aynı zamanda düşük gelirli ülkelerin para birimlerinin değer kaybına da sebep olmaktadır (Pakko, Pollard, 2003:17-18).

Krugman (1990), ülkelerin cari açığında yaşanan artışların ticarete konu olmayan malların harcamalarındaki fazlalıklardan kaynaklandığını vurgulamaktadır. Bu nedenle cari açığın fazla yaşandığı ülkelerde ticarete konu olmayan malların fiyatlarında düşüşe neden olacağı düşünülmektedir. SAGP'nin cari açık hesaplanmadan önce hesaplanması ilgili ülkenin para biriminin değerini koruyacağı savunulmaktadır (Pakko, Pollard, 2003: 21).

3.3.LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Aşağıda çalışma kapsamında incelenen değişkenler kullanılarak, literatürde doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testlerini inceleyen bazı çalışmalara yer verilmektedir.

İlgili tablolarda literatürde yapılan çalışmaların uygulandığı değişkenler ve bu değişkenlerin baz alındığı dönemle beraberce ele alınması, çalışmanın literatürle olan bağlantısının ortaya koymak ve literatüre sağlayacağı katkı açısından önem arz etmektedir. Bu incelemeler ışığında çalışmadan elde edilecek sonuçlar ilgili tablolara da atıfta bulunarak değerlendirilmektedir.

Tablo 3. 1: Satın Alma Gücü Paritesi için Literatür Araştırması

YAZAR	DEĞİŞKEN	DÖNEM	YÖNTEM	SONUÇ	ÜLKE
Lin, Chang and Chang (2010)	SAGP	1995:01-2008.11	KPSS, ADF, PP,FKPSS	9 geçiş ülkesi için uygulanan testler sonucunda SAGP'nin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.	Geçiş Ülkeleri
Su,Tsangyao and Chang	SAGP	1994:012-2010:02	ADF, PP, KPSS, KSS, FKPSS	Sonuçlar; SAGP'nin geçerliliği için yapılan analizlerde karma sonuçlar	15 Latin Amerika Ülkeleri

(2011)				elde edilmiştir. Fourier testler için 4 ülke geçerli sonuç vermiştir.	
Yıldırım ve Yıldırım (2012)	SAGP (REDK)	1990:01-2009:012	ADF, ZA, KPSS, PP, LM(2003,2004), NP(2009)	Standart Birim kök testleri için SAGP geçersizken, Tüfe ve Üfe bazlı ele alınmış seriler için testler farklı sonuçlar vermiştir.	Türkiye
Yılancı ve Eriş (2013)	SAGP	33 Afrika Ülkesi Verileri	FADF-ADF, FKSS-KSS	SAGP geçerliliği her ülke için farklı sonuçlar elde edilmiştir. Doğrusal ve doğrusal olmayan durağanlık şeklinde karma sonuçlar elde edilmiştir.	Afrika
Destek ve Okumuş (2016)	SAGP (REDK)	1990:01-2015:05	ADF, KSS, FADF, FKSS	14 OECD ülkesine ait SAGP doğrusal olmayan FKSS testi ile durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.	27 Oecd Ülkesi
Güriş ve Tıraşlıoğlu (2016)	SAGP (REDK)	1992:01-2015:05	Harvey vd.(2008), Harvey-Leybourne(2007), Kapetanios(2008), Kruse(2011)	Türkiye için SAGP geçerli bulunmuştur. Yani SAGP serisi doğrusal olmayan durağandır.	Türkiye
Vesconcelos and Junior (2016)	SAGP (REDK)	7 Latin Afrika	Harvey vd.(2008), Kruse, DF-GLS,Ng-Perron, Lee-Strazicic(2003,2004)	Elde edilen bulgular SAGP'nin doğrusal ve doğrusal olmayan testlere göre her ülke için farklı sonuçlar elde edilmiştir. 7 ülkeden 3'ünde SAGP geçerlidir.	Latin Afrika
Güriş, Yaşgül ve Tıraşlıoğlu (2017)	SAGP (REDK)	2000:01-016:09	Harvey vd.(2008), Harvey-Leybourne(2007), Ls(2003), Sollis(2009)	E7 ülkeleri için yapılan analizde SAGP'nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.	E7 Ülkeleri
Gerek ve Karabacak (2017)	SAGP, GSYİH deflatörü	SAGP:19702014(Yıl), 1969Q1-2014Q1 (Çeyreklik) Gshy 1987Q1-201Q3	ADF, PP, KPSS, Ng-Perron, DF-GLS, ERS, Kapetanios(2009), KSS(2003)	Bulgular; REDK'nın durağan dışı bir yapı sergilediği ve reel döviz kurunun yanlış dengelendiği sonucu elde edilmiştir.	Türkiye
Köktürk ve Ural (2019)	SAGP (REDK)	2003:01-2018:012	ADF, FKPSS	Türkiye için belirlenen dönemde REDK, FKPSS testi sonucuna göre durağan bulunmuştur.	Türkiye
Kızılkaya ve Mike (2019)	SAGP	1995:01-2017:12 (çeyreklik veri)	FKPSS	Bulgular; yüksek,orta ve düşük gelirli ülkelerin SAGP'nin geçerli olduğu sonucunu vermiştir.	Türkiye
Tolgay ve Kula (2019)	SAGP	2003:01-2017:08	ADF, PP, Lee-Strazicic	SAGP geçerli bulunmuştur.	Türkiye
Aydın (2019)	SAGP	1992:01-2018:12	Doğrusal olmama, Fourier Birim Kök	Türkiye için ilgili dönemde SAGP geçerlidir sonucuna	Türkiye

			Testleri	ulaşmıştır.	
Yücesan (2020)	SAGP (REDK, RDK)	1980:01-2019:09	FKPSS, FGLS, FADF, ZA, PP, KAPETANİOS	Her iki model biçimi sabit ve sabit+trend için Fourier testleri SAGP için geçerli iken yapısal kırılmalı testler birim köklü bulunmuştur.	Türkiye
Doğanlar, Mike ve Kızılkaya (2020)	SAGP	1993:01-2018:08	ADF, KPSS,KSS, FADF, FKPSS, FKSS, FQKS	10 Gelişmiş, 20 Gelişmekte olan ve 15 sınır piyasa ekonomisi olmak üzere 45 ülkeye uygulanmıştır. 8 gelişmiş, 11 gelişmekte olan ve 7 sınır piyasa ekonomisinde geçerli bulunmuştur.	45 Karma Ülke
Koçak ve Özbek (2020)	SAGP	1994:01-2019:01	ADF,PP,KPSS, ZA, NP,FADF	Geleneksel birim kök testleri ile SAGP geçersiz ancak yapısal kırılmalı testlerle geçerli bulunmuştur	Türkiye

Tablo 3.1’de SAGP serisi için yapılan çalışmaların çoğunda serinin durağan veya durağan olmadığı yönünde farklı sonuçlar elde edilmektedir. SAGP serisinin genel olarak durağan olduğu sonucuna ulaşan çalışmalar; Güriş ve Tıraşlıoğlu (2016), Destek ve Okumuş(2016), Tolgay ve Kula(2019), Köktürk ve Ural(2019), Aydın(2019) ve Yücesan (2020) şeklindedir. SAGP serisini durağan-dışı bulan çalışmalar ise; Lin, Chang ve Chang(2010), Su, Tsangyao ve Chang(2011), Yıldırım ve Yıldırım(2012), Vesconcelos ve Junior (2016), Güriş, Yaşgöl ve Tıraşlıoğlu (2017), Gerek ve Karabacak (2017) ve Doğanlar, Mike ve Kızılkaya (2020) olarak belirlenmektedir. Durağan ve durağan-dışı olarak karma sonuçlar veren çalışmalar ise; Yıldırım ve Yıldırım (2012), Yıllancı ve Eriş (2013), Koçak ve Özbek (2020), Vesconcelos ve Junior (2016) olarak belirlenmektedir. Literatür araştırmasından elde edilen sonuçlara yönelik değerlendirmeler genel olarak SAGP serisinin durağan-dışı olduğuna ya da SAGP’nin geçersiz olduğu veyahut yakınmasının olmadığı yönündedir.

SAGP, en az iki farklı ülke arasındaki fiyat düzeyinin aynı olması hipotezi ve farklı para birimlerinin ortak bir satın alma gücüne sahip olduğu görüşüne dayanmaktadır. Bu nedenle SAGP hipotezinin açıklanması için reel döviz kuru baz alındığından SAGP’nin durağanlığı aynı zamanda reel döviz kurunun da durağan olması yani uzun dönemde ortalamaya dönmesi anlamına da gelmektedir. Dolayısıyla SAGP’nin durağanlığı iktisadi olarak farklı ülkelerde bir ürüne ait fiyatın aynı olduğunu ve ülkeler arasındaki satın alma gücünün eşit olacağını ifade etmektedir. Ekonomi

uygulayıcıları için bu durum SAGP aracılığıyla ülkelerin gelişmişlik düzeylerinin belirlenmesini ve para politikalarını tam bir şekilde uygulanabileceğinin de göstergesidir.

SAGP'nin durağan-dışı olması ise reel döviz kurunun uzun dönemde dengede olmaması yani ortalamadan sapmasına ve dolayısıyla SAGP baz alınarak uygulanacak herhangi bir ekonomi politikasının etkili olmayacağını göstermektedir. SAGP ülkelerin gelişmişlik seviyelerini belirlemede kullanılan bir kıstas olmasından dolayı da Türkiye için de doğru bir sonuç elde edilemez. Ayrıca satın alma gücünün ülkelere göre değişmesi fiyat istikrarının sağlanmasını zorlaştırmaktadır. O halde SAGP ilgili dönem için Türkiye'de geçerli değildir sonucuna ulaşılabilir.

Enflasyon serisi için yapılan literatür taramasında çalışmalardan elde edilen bulgular Tablo 3.2'de özetlenmektedir. Tablo 3.2 genel olarak incelendiğinde, enflasyon serisinin durağan, durağan-dışı veya her iki durum için karma sonuçlara rastlandığı görülmektedir.

Tablo 3. 2: Enflasyon için Literatür Araştırması

YAZAR	DEĞİŞKEN	DÖNEM	YÖNTEM	SONUÇ	ÜLKE
Anuruo, Murthy (2014)	Enflasyon Yakınsaması	1990:02-2012:01 Çeyrek yıllık	Ng-Perron, BDS, KSS, Kruse,	Enflasyon yakınsaması için yapılan çalışmada CEMAC üye ülkeler için yakınsama bulunmuştur.	Cemac Üye Ülkeler
Arize, Malindretos (2012)	Enflasyon	1980:01-2009:03 Üç aylık	KPSS,DF-GLS, KSS, STAR,ESTAR, LSTAR	34 ülke için enflasyon durağan-dışı bulunmuştur.	34 Afrika Ülkesi
Baktemur (2019)	Enflasyon	1960-2017	STAR, ADF,PP,KSS,L STAR	Enflasyon için elde edilen sonuçlarda LSTAR modellemesinin geçerli olduğu, doğrusal olmayan modellemenin asimetriyi açıklamada etkili olduğu sonucuna varılmıştır.	Türkiye
Chang, Ranjbar, Tong(2013)	Enflasyon	1961-2011	ADF,KPSS,FK PSS	22 OECD Ülkeleri için geleneksel testler karışık sonuçlar verirken, Fourier birim kök testleri için enflasyon geçerli olarak elde edilmiştir.	22 Oecd Ülkesi
Demir ve Sivri (2019)	Enflasyon direncinin ölçülmesi	1982:03-2017:12	LM(2003,2004), ADF, Otoregresyon(AR)	Bulgular; kırılmaların seri üzerindeki etkisinin birim kök testleri kapsamında dikkate alınmaması önemli sorunlara neden olduğu sonucuna varılmıştır.	Türkiye

Gionnellis (2013)	Enflasyon(Tüfe)	1998:01-2009:08	DF-GLS,Caner ve Hnasen, Ng-Perron	Sonuçlar; TAR modeline göre 16 EMU ülkesinden 10'unda geçerli iken 6'sında ise rejim değişikliği tespit edilmiştir.	Emu Ülkeleri
Gregoriou, Kontnikas (2006)	Enflasyon Hedeflemesi	Veri min: 1990 ve max:2004	ADF,Ng-Perron,ESTAR	Doğrusal olmayan ESTAR sürecinin seriye uygulaması sonucunda durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.	5 Oecd Ülkesi
Güriş,Akay, Bülbül (2020)	Enflasyon	1995:01-2018:09	FKPSS, FKRUSE,Harvey vd.	Bulgular; Kırılgan Beşli ülkeler ve Türkiye karşılaştırmasında serilerde yakınsama bulunmamıştır.yani seriler durağan-dışı elde edilmiştir.	Kırılgan Beşli Ve Türkiye
Hepsağ (2017)	Enflasyon Yakınsaması	1995:01-2015:004	Sollis (2009)	Bangladeş, Endonezya, İran, Meksika, Güney Kore ve Filipinler yakınsama bulunurken Türkiye ve Vietnam için başarılı bir para politikasının uygulanması tavsiye edilmiştir.	Next-11 Ülkeleri
Özer (2020)	Enflasyon-İşsizlik	2006-2017	FADF, ADF, FADL, DOLS	Fourier testinin uygulandığı düzey değerler durağan-dışı bulunmuştur. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişki için FADL testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgu Philips eğrisinin Türkiye için geçerli olduğu yönündedir.	Türkiye
Tıraşlıoğlu ve Yurtagüler (2018)	Enflasyon Yakınsaması	2009:01-2015:07	ADF, PP, KPSS, Ng-Perron, LS(2003,2004), Harvey vd(2008), KSS, Kruse, Cuestas ve Ordonez,	Yapılan analizlerde genel olarak BRCS ülkelerinde yakınsama bulunmamıştır.	Brcs Ülkeleri
Tutgun (2000)	Enflasyon	1971-2019	KPSS, FKPSS	Enflasyonda histeri etkisinde kalıcı şokların etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Doğrusal birim kök testlerinde bu şoklar kalıcı değilken, fourier teste göre kalıcı etkili bulunmuştur.	Türkiye
Yaya,Ogbama, Atoi (2019)	Enflasyon	2011:01-2018:08	ADF, FADF-SB, FADF	Bulgular; Norveç dışındaki tüm ülkeler için enflasyon serisi durağan-dışı olarak bulunmuştur. Fourier dönüşümlü testlerin geleneksel testlerden daha iyi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.	33 Oecd Ülkesi
Zhou(2013)	Enflasyon	1973-2008 3 aylık	ADF, KSS	12 Avrupa ülkesinde dalgalı döviz kur döneminde ortalamaya dönme eğiliminde olduğunu diğer ülkelerin ise doğrusal olmayan durağan şeklinde karma sonuçlar elde edilmiştir.	Euro Bölgesi 12 Ülke

Tablo 3.2’de Gregoriou ve Kontnikas (2006), Gionnellis (2013), Chang, Ranjbar ve Tong(2013), Anurao ve Murthy (2014), Baktemur (2019) çalışmaları enflasyon

serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Enflasyon serisini durağan-dışı bulan çalışmalardan Seyhun (2000) doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleriyle yaptığı sınamada şokların enflasyon serisi üzerinde kalıcı etki bıraktığı bulgusunu elde etmektedirler. Ayrıca Arize, Malindretos (2012), Tıraşlıoğlu ve Yurttagüler (2018), Yaya, Ogbama, Atoi (2019), Güriş, Akay ve Bülbül (2020) ve Özer (2020) çalışmaları da enflasyon serisinin durağan-dışı olduğu sonucuna ulaşmaktadırlar. Tablo 3.2’de son olarak enflasyon serisi için durağan ve durağan-dışı olarak karma sonuçlara ulaşan çalışmalar; Zhou (2013) ve Hepsağ (2017) olarak belirlenmiştir. Tabloda ayrıca Demir ve Sivri (2019), Yaya, Ogbama, Atoi (2019) ve Baktemur (2019) çalışmamızın amacına bağlı olarak geleneksel birim kök testlerine nazaran yapısal kırılmalı ve doğrusal olmayan testlerin dikkate alınmasının önemini vurgulanmaktadır.

Enflasyonun durağan olması serinin ortalamaya dönme eğiliminin olduğunu ve ekonomide yaşanan şokların etkisinin kalıcı olmadığını göstergesidir. Aynı zamanda enflasyonun durağanlığı etkili para politikalarının merkez bankası tarafından yürütüldüğünü gösterir.

Durağan-dışı enflasyon ise fiyatlarda sürekli artışın devam ettiğini ve geçmişte yaşanan krizlerin seri eğiliminde kalıcı sapsmalara neden olduğunu ifade etmektedir. Seri uzun dönemde ortalamaya dönme eğiliminde olmadığından dolayı iktisadi olarak yaşanan krizlerin etkisinin devam ettiği anlamına gelir. Ayrıca enflasyonu azaltmak için uygulanan ekonomi politikalarının ve fiyat istikrarının sağlanması zorlaşmaktadır. Enflasyon volatilitesindeki artış, enflasyon etkisinin daha açık hissedilmesine neden olur.

3.4.ANALİZ SONUÇLARI

Çalışmanın bu kısmında Türkiye’ye ait Enflasyon, aylık verilerle SAGP ve yıllık verilerle SAGP1 serileri kullanılarak yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök testleri doğrusal ve doğrusal olmayan formda ele alınmaktadır. Çalışmada gerçekleştirilen analizler; EViews, Gauss, RStudio ve WinRats program ve programlama dilleri kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bazı kısa tanımlamalar Tablo 3.3’te gösterilmektedir.

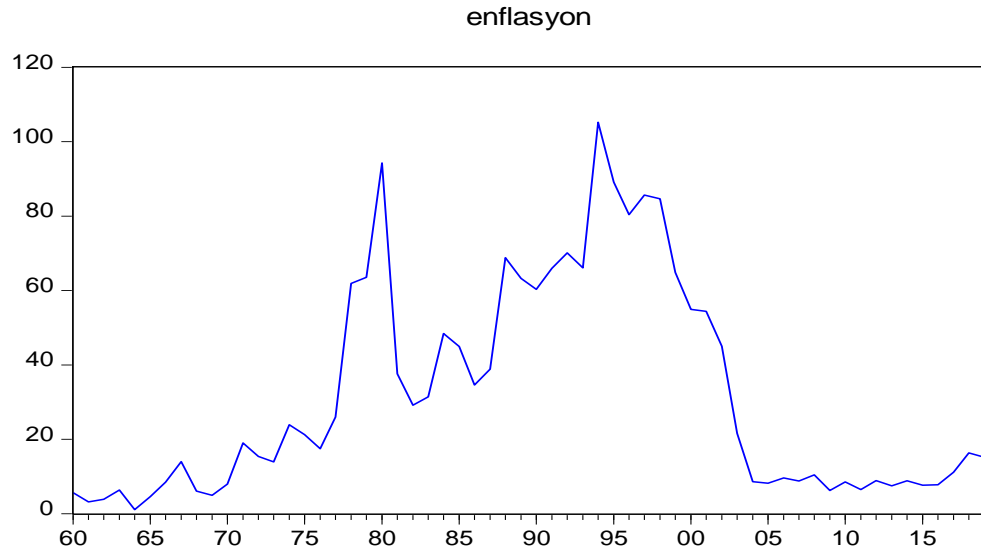
Tablo 3. 3: Enflasyon-SAGP-SAGP1 Serilerine ait Tanımlamalar

ADI	DÖNEM	KAYNAK	REFERANS
SAGP	2008M05-2020M09	EVDS ¹	Reel Efektif Döviz Kuru
SAGP1	1960-2020	OECD ²	Reel Efektif Döviz Kuru
ENF	1960-2019	WDI ³	Enflasyon/Tüketici Fiyat Endeksi

Not: SAGP: Satın Alma Gücü Paritesi ve ENF: Enflasyon olarak ifade edilmektedir. ¹ Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, ² World Development Indicator/Data Bank, ³Ekonomik işbirliği ve kalkınma örgütü veri siteleridir.

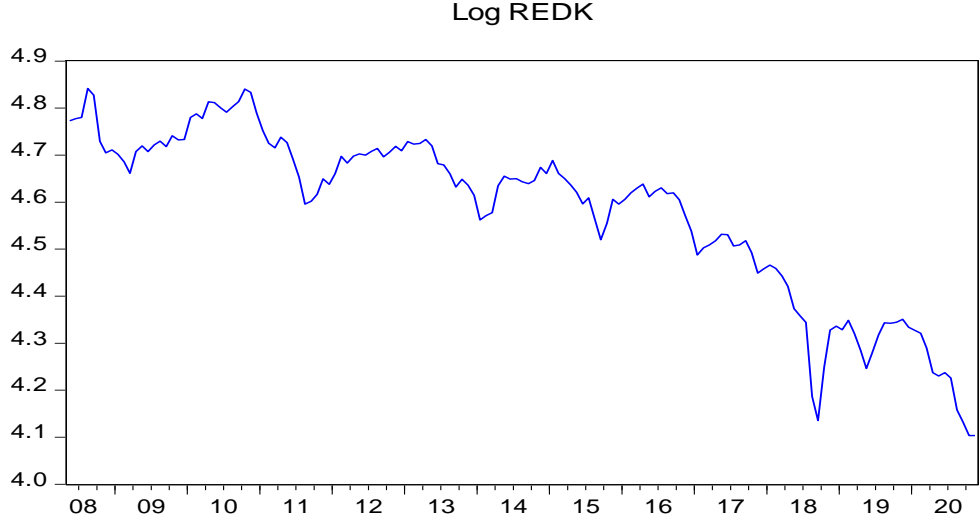
SAGP (aylık veri) ve SAGP1 (yıllık veri) temsilen literatür çalışmalarında olduğu gibi reel efektif döviz kuru, ENF için de tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır. Çalışmada satın alma gücü paritesinin hem aylık hem de yıllık bazda ele alınması ile amaçlanan, aynı seriye ait farklı veri biçimlerine yönelik sonuçların karşılaştırılmasıdır.

Aşağıda Şekil 3.1. ve Şekil.3.2. ve Şekil 3.3’de sırasıyla enflasyon, SAGP ve SAGP1 serilerinin grafiklerine yer verilmektedir.



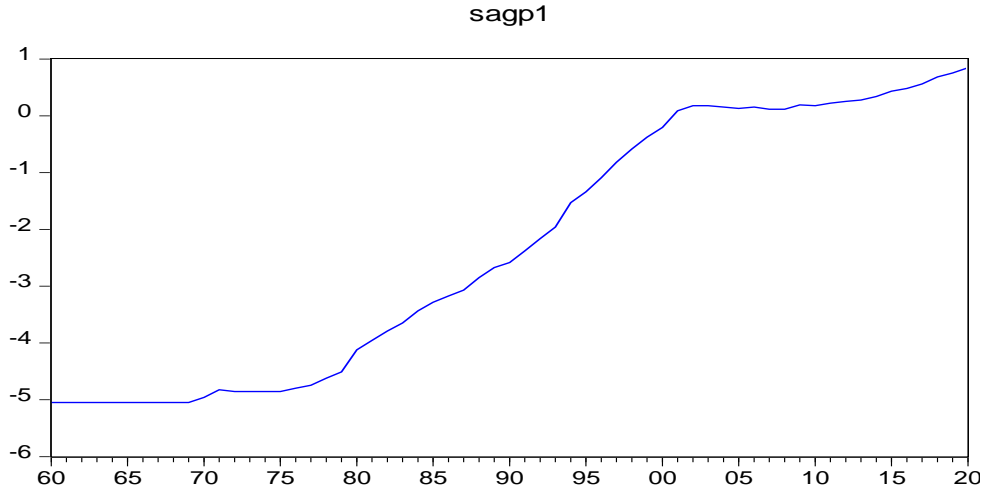
Şekil 3.1. Enflasyon Serisinin Düzey Değerlerine ait Grafik

Enflasyon serisinin zaman yolu grafiği incelendiğinde 2000'lere kadar genel olarak artma eğiliminde olduğu ancak 2000'den sonra (enflasyon hedeflemesi rejimi ile) azalan bir yapıya sahip olduğu görülmektedir. Yani enflasyon serisinin belirli bir ortalamaya sahip olmadığı söylenebilir. İlâveten özellikle 1980 ve 1990'lardaki krizler sebebiyle varyansın da sabit olmaması, grafiksel bağlamda enflasyon serisinin durağan-dışı yapı sergilediği izlenimini vermektedir.



Şekil 3.2. Enflasyon Serisinin Düzey Değerlerine ait Grafik

Satın alma gücü paritesi ise zaman içerisinde azalan bir yapıya sahiptir. Serinin zaman içerisindeki dalgalanmalarının da benzer yapıya sahip olmaması grafiksel bağlamda Satın alma gücü paritesinin durağan-dışı yapı sergilediği izlenimini vermektedir.



Şekil 3.3. SAGP1 Serisinin Düzey Değerlerine ait Grafik

Ayrıca Satın alma gücü paritesinin yıllık verilerine ait seri ise zaman içerisinde artan ve doğrusal olmayan trendli bir yapıya sahiptir. Serinin sürekli artma eğiliminde olması Satın alma gücü paritesinin durağan-dışı yapı sergilediği izlenimini vermektedir.

Çalışma kapsamında ele alınan değişkenlere öncelikle doğrusal birim kök testleri, kırılmalı ve kırılmasız şeklinde uygulanacaktır. Elde edilen bulgular zaman

serileri teorisi ve iktisadi olarak ele alınacak ve çalışmanın devamında ise ilgili serilere doğrusal olmayan birim kök testleri kırılmasız ve kırılmalı olarak uygulanacaktır.

3.4.1. Doğrusal Kırılmasız Birim Kök Test Sonuçları

Çalışmanın bu kısmında Türkiye'ye ait Enflasyon ve satın alma gücü paritesi (aylık ve yıllık verilerle) serilerine ADF, PP, DF-GLS, KPSS, Ng-Perron kırılmasız birim kök testleri uygulanmaktadır. Uygulama kapsamında her üç seriye (enflasyon, SAGP, SAGP1) ardışık süreç yaklaşımıyla belirlenen uygun modeller sırasıyla enflasyon için sabitsiz/trendsiz (None), SAGP ve SAGP1 serisi için de sabitli/trendli modele karar verilmektedir. Tablo 3.4'te tüm model biçimlerine göre birim kök testleri uygulanmakta ve sonuçlarına yer verilmektedir. Test istatistik değerleri genel olarak %5 anlamlılık düzeyine göre yorumlanacaktır.

Tablo 3.4'de verilen ADF ve PP kırılmasız birim kök testleri için kurulan hipotezler aşağıdaki şekilde ifade edilir:

H_0 : Seri düzeyde birim kök içerir, durağan dışıdır.

H_1 : Serisi düzeyde birim kök içermez, durağandır.

Tablo 3. 4: Düzeyde ADF ve Philips-Perron Testleri için Sonuçlar

Sabitli Model										
ADF						Philips-Perron				
	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç
ENF	-1,892	-3,55	-2,91	-2,59	Birim köklüdür	-1,838	-3,54	-2,91	-2,59	Birim köklüdür
SAGP	-0,573	-3,47	-2,88	-2,58	Birim köklüdür	-0,158	-3,47	-2,88	-2,58	Birim köklüdür
SAGP1	-0,678	-3,55	-2,91	-2,59	Birim köklüdür	-0,004	-3,54	-2,91	-2,59	Birim köklüdür
Sabitli ve Trendli Model										
ADF						Philips-Perron				
	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç
ENF	-1,825	-4,12	-3,49	-3,17	Birim köklüdür	-1,750	-4,12	-3,49	-3,17	Birim köklüdür
SAGP	-3,061	-4,02	-3,44	-3,14	Birim köklüdür	-2,238	-4,02	-3,44	-3,14	Birim köklüdür
SAGP1	-2,209	-4,12	-3,49	-3,17	Birim köklüdür	-1,880	-4,12	-3,49	-3,17	Birim köklüdür
Sabitsiz ve Trendiz Model										
ADF						Philips-Perron				
	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç
ENF	-1,179	-2,60	-1,95	-1,61	Birim köklüdür	-1,119	-2,60	-1,95	-1,61	Birim köklüdür
SAGP	-1,412	-2,58	-1,94	-1,62	Birim köklüdür	-1,580	-2,58	-1,94	-1,62	Birim köklüdür
SAGP1	-1,678	-2,60	-1,95	-1,61	Birim köklüdür	-2,066	-2,60	-1,95	-1,61	Durağan

Tablo 3.4. elde edilen tüm model biçimlerinde birim kök testlerine ait test istatistiği ilgili tablo kritik değerinden büyük olduğundan serilerin birim köklü olduğuna karar verilir. Bu kapsamda Tablo 3.4.'te tüm modeller için %5 tablo kritik değerine göre birim köklü elde edilmesine rağmen özellikle enflasyon serisi için belirlenen uygun model, sabitsiz-trendsiz, hesaplanan istatistik değeri %5 düzyine göre kritik değerden büyük olduğundan serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Aynı şekilde Tablo 3.4. SAGP sersi için yapılan testlerde elde edilen tüm model biçimlerine göre serinin birim köklü olduğuna karar verilir. Ancak uygun model biçimi, sabitli/trendli modelin hesaplanan değeri %5 tablo değerinden büyük olduğundan serinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir.

SAGP1 için uygulanan birim kök testlerinden elde edilen bulgulara göre hem sabitli hem de sabitli/trendli model biçimlerine göre serinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılrken sabitsiz/trendsiz modele göre durağan olduğuna karar verilir.

Tablo 3.5'te her üç seri için uygulanan DF-GLS ve KPSS birim kök testinin sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 5: Düzeyde DF-GLS ve KPSS Testleri için Sonuçlar

	Sabitli Model									
	DF-GLS					KPSS				
	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç	Test İst	1%	5%	10%	Sonuç
ENF	-1,660	-2,60	-1,95	-1,61	Birim köklüdür	0,206	0,74	0,46	0,35	Durağan
SAGP	0,340	-2,58	-1,94	-1,62	Birim köklüdür	1,332	0,74	0,46	0,35	Birim köklüdür
SAGP1	-0,147	-2,60	-1,95	-1,61	Birim köklüdür	0,939	0,74	0,46	0,35	Birim köklüdür
	Sabitli ve Trendli Model									
	DF-GLS					KPSS				
	Test İst	1%	5%	10%		Test İst	1%	5%	10%	
ENF	-1,753	-3,74	-3,16	-2,86	Birim köklüdür	0,201	0,22	0,15	0,12	Birim Köklüdür
SAGP	-2,822	-3,52	-2,98	-2,69	Birim köklüdür	1,332	0,74	0,46	0,35	Birim köklüdür
SAGP1	-1,981	-3,74	-3,16	-2,86	Birim köklüdür	0,124	0,22	0,15	0,12	Durağan

Tablo 3.5.'te enflasyon serisinin DF-GLS birim kök test sonuçları her iki model biçimine göre test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilememektedir. Ancak burada dikkat edilmesi gereken nokta ardışık süreç yaklaşımıyla enflasyon serisi için belirlenen uygun model, sabitsiz/trendsiz, DF-GLS testinde yer almadığından bu seri için spesifik olarak bir

bulguya yer verilmemektedir. Aynı yaklaşımla SAGP serisi için de birim köklü sonuç elde edilmekte ve uygun sabitli-trendli model için elde edilen sonuçlara göre test istatistik değeri tablo değerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotez reddedilememekte ve seri durağan-dışı bulunmaktadır. SAGP1 serisi için elde edilen bulgularda ise DF-GLS testine göre seri birim köklü iken, KPSS testinin sabitli modeline göre birim köklü ancak sabitli/trendli uygun model biçimine göre durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

KPSS testinde hipotezler farklı kurulmaktadır. Yani sıfır hipotezi birim kökün olmadığını yani serinin durağan olduğunu ve alternatif hipotez ise birim kökün olduğunu yani serinin durağan dışı olduğunu ima etmektedir. Bulgular değerlendirildiğinde SAGP serisinin sabitli/trendli modelde test istatistik değeri %5 kritik değerinden büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilmekte yani SAGP serisi durağan dışı bulunmaktadır. Ancak birim kök testinde sabitsiz/trendsiz model biçimi dikkate alınmadığından enflasyon serisine değinilmemesine rağmen tüm modeller için elde edilen bulgularda serinin durağan-dışı olduğu görülmektedir. SAGP1 yıllık verilere ait serilere yönelik elde edilen KPSS test sonuçlarına göre sabitli model birim köklü ancak sabitli/trendli model ise durağan sonuç vermektedir. O halde ADF, DF-GLS, PP ve KPSS sınamaları kapsamında uygulanan testler enflasyon, SAGP ve SAGP1 serilerine ait birim kök testlerinin durağan dışı olduğu elde edilmektedir. Bu nedenle Tablo 3.6'da serilerin birinci farkları için uygulanan birim kök test sonuçları verilmektedir.

Tablo 3.6'da Enflasyon ve SAGP serileri için uygulanan ADF, DF-GLS, PP ve KPSS birim kök testlerinin birinci farkına ait sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 6: ADF, DF-GLS, PP ve KPSS Test Birinci Fark Sonuçları

		Sabitli Model															
		ADF				DF-GLS				PP				KPSS			
		Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%
1		-8,211	-3,55	-2,91	-2,59	-8,188	-2,61	-1,95	-1,61	-8,273	-3,55	-2,91	-2,59	0,168	0,74	0,46	0,35
2		-9,541	-3,47	-2,88	-2,58	-9,131	-2,58	-1,94	-1,62	-9,292	-3,47	-2,88	-2,58	0,110	0,74	0,46	0,35
		Sabitli Ve Trendli Model															
		ADF				DF-GLS				PP				KPSS			
		Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%
1		-8,234	-4,12	-3,49	-3,17	-8,292	-3,74	-3,16	-2,87	-8,423	-4,12	-3,49	-3,17	0,083	0,22	0,15	0,12

2	-9,581	-4,02	-3,44	-3,14	-9,569	-3,52	-2,98	-2,69	-9,296	-4,02	-3,44	-3,14	0,025	0,22	0,15	0,12
Sabitsiz ve Trendsiz Model																
	ADF				DF-GLS				PP				KPSS			
	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%
1	-8,282	-2,61	-1,95	-1,61					-8,348	-2,61	-1,95	-1,61				
2	-9,422	-2,58	-1,94	-1,62					-9,243	-2,58	-1,94	-1,62				

Not: 1: Enflasyon, 2: SAGP, 3:SAGP1 serilerini tanımlamaktadır.

Tablo 3.6’da enflasyon ve SAGP serilerinin birinci farkı için elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, tüm birim kök testlerinin modelleri için birim kök hipotezi reddedilmekte ve serilerin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. O halde ADF, DF-GLS, PP ve KPSS sınamalarına göre enflasyon ve SAGP serilerinin birinci dereceden entegre I(1) olduğu söylenebilir.

Tablo 3.7’ de SAGP1 serisi için uygulanan ADF, DF-GLS, PP ve KPSS birim kök testlerinin ikinci farkına ait sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 7: ADF, GS, PP ve KPSS Testlerine ait İkinci Fark Sonuçları

Sabitli Model																
	ADF				DF-GLS				PP				KPSS			
	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%
3	-11,85	-3,55	-2,91	-2,59	-11,95	-2,61	-1,95	-1,61	-12,89	-3,55	-2,91	-2,59	0,104	0,74	0,46	0,35
Sabitli Ve Trendli Model																
	ADF				DF-GLS				PP				KPSS			
	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%
3	-11,77	-4,12	-3,49	-3,17	-11,95	-3,74	-3,16	-2,87	-12,88	-4,12	-3,49	-3,17	0,06	0,22	0,15	0,12
Sabitsiz ve Trendsiz Model																
	ADF				DF-GLS				PP				KPSS			
	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%	Test İst	1%	5%	10%
3	-11,95	-2,61	-1,95	-1,61					-12,99	-2,61	-1,95	-1,61				

Not: 3:SAGP1 serilerini tanımlamaktadır

Tablo 3.7’de SAGP1 serisinin ikinci farkı için elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, tüm birim kök testlerinin modelleri için birim kök hipotezi reddedilmekte ve serilerin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. O halde ADF, DF-GLS, PP ve KPSS sınamalarına göre enflasyon ve SAGP serilerinin ikinci dereceden entegre I(2) olduğu söylenebilir.

Tablo 3.8’de ise enflasyon serisi için uygulanan Ng-Perron birim kök testinin sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 8: Enflasyon için Ng-Perron Testinin Düzey ve I(1) Sonuçlar

Enflasyon Düzey Değerler						Enflasyon I(1) Değerleri					
Sabitli	Ng-Perron Test İstatistiği					Sabitli	Ng-Perron Test İstatistiği				
	Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT		Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT
		-4,968	-1,575	0,317	4,933			-28,806	-3,795	0,132	0,851
	1%	-13,80	-2,58	0,17	1,78		1%	-13,80	-2,58	0,17	1,78
	5%	-8,10	-1,98	0,23	3,17		5%	-8,10	-1,98	0,23	3,17
10%	-5,70	-1,62	0,28	4,45	10%	-5,70	-1,62	0,28	4,45		
	Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Sonuç	Durağan	Durağan	Durağan	Durağan	
Sabitli /Trendli	Sabitli /Trendli					Sabitli /Trendli	Sabitli /Trendli				
	Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT		Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT
		-5,688	-1,649	0,290	15,942			-28,732	-3,790	0,132	3,172
	1%	-23,80	-3,42	0,14	4,03		1%	-23,80	-3,42	0,14	4,03
	5%	-17,30	-2,91	0,17	5,48		5%	-17,30	-2,91	0,17	5,48
10%	-14,20	-2,62	0,19	6,67	10%	-14,20	-2,62	0,19	6,67		
	Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Sonuç	Durağan	Durağan	Durağan	Durağan	

Ng-Perron birim kök test istatistiklerinden MZa ve MZt modellerinde sıfır hipotezi “seri birim köklüdür” şeklinde ifade edilmektedir. Burada MSB ve MPT modellerinde ise sıfır hipotezinin “seri durağandır” şeklinde kurulduğuna dikkat edilmelidir. Bu nedenle hesaplanan sonuçlar, her iki modelde de serinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir. Dolayısıyla seri için hem uygun modele göre hem de diğer modellere göre enflasyonun durağan-dışı olduğu tabloda görülmektedir. Ayrıca enflasyonun birinci derece farkı alındığında serinin durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 3.9’da SAGP serisi için uygulanan Ng-Perron birim kök testinin sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 9: SAGP için Ng-Perron Testinin Düzey ve I(1) için Sonuçlar

SAGP Düzey Değerler						SAGP I(1) Değerleri					
Sabitli	Ng-Perron Test İstatistiği					Sabitli	Ng-Perron Test İstatistiği				
	Kritik Değer	MZA	MZt	MSB	MPT		Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT
		0,81	0,38	0,46	20,01			-68,68	-5,86	0,09	0,36
	1%	-13,80	-2,58	0,17	1,78		1%	-13,80	-2,58	0,17	1,78
	5%	-8,10	-1,98	0,23	3,17		5%	-8,10	-1,98	0,23	3,17
10%	-5,70	-1,62	0,28	4,45	10%	-5,70	-1,62	0,28	4,45		
	Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Sonuç	Durağan	Durağan	Durağan	Durağan	
Sabitli /Trendli	Sabitli /Trendli					Sabitli /Trendli	Sabitli /Trendli				
	Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT		Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT
		-17,44	-2,84	0,16	5,90			-116,35	-7,62	0,06	0,78

	1%	-23,8	-3,42	0,14	4,03		1%	-23,80	-3,42	0,14	4,03
	5%	-17,3	-2,91	0,17	5,48		5%	-17,30	-2,91	0,17	5,48
	10%	-14,2	-2,62	0,19	6,67		10%	-14,20	-2,62	0,19	6,67
	Sonuç	Durağan	Birim köklü	Durağan	Birim köklü		Sonuç	Durağan	Durağan	Durağan	Durağan

SAGP serisi sabitli model için yorumlandığında MZa ve MZt için test istatistik değeri %5 kritik değerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilememekte ve seri durağan-dışı bulunmaktadır. Aynı şekilde MSB ve MPT için de durağanlığı savunan sıfır hipotez reddedilmekte ve seri alternatif hipotezle birim köklü bulunmaktadır. SAGP serisi uygun sabitli/trendli model sonuçları değerlendirildiğin MZa test istatistik değeri %5 kritik değerinden küçük bu nedenle sıfır hipotezi reddedilememekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir. Aynı şekilde MZt test istatistik değeri %5 değerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilememektedir. MSB istatistik değeri %5 değerinden küçük yani durağanken, MPT test istatistik değeri ise %5 değerinden büyük yani durağan-dışı bulunmuştur. Tablonun sağında yer alan kısımda aynı zamanda SAGP serisine ait Ng-Perron birinci farkları yer almaktadır.

Tablo 3.10’da ise SAGP1 serisi için uygulanan Ng-Perron birim kök testinin sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 10: SAGP1 için Ng-Perron Testinin Düzey ve I(2) Sonuçlar

SAGP1 Düzey Değerler						SAGP1 I(2) Değerleri					
Sabitli	Ng-Perron Test İstatistiği					Sabitli	Ng-Perron Test İstatistiği				
	Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT		Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT
		-1,234	-0,526	0,426	12,703			-23,635	-3,436	0,145	1,043
	1%	-13,80	-2,58	0,17	1,78		1%	-13,80	-2,58	0,17	1,78
	5%	-8,10	-1,98	0,23	3,17		5%	-8,10	-1,98	0,23	3,17
	10%	-5,70	-1,62	0,28	4,45		10%	-5,70	-1,62	0,28	4,45
	Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Sonuç	Durağan	Durağan	Durağan	Durağan	
Sabitli /Trendli	Sabitli /Trendli					Sabitli /Trendli	Sabitli /Trendli				
	Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT		Kritik Değer	MZa	MZt	MSB	MPT
		-9,571	-2,177	0,227	9,563			-23,637	-3,436	0,145	3,866
	1%	-23,80	-3,42	0,14	4,03		1%	-23,80	-3,42	0,14	4,03
	5%	-17,30	-2,91	0,17	5,48		5%	-17,30	-2,91	0,17	5,48
	10%	-14,20	-2,62	0,19	6,67		10%	-14,20	-2,62	0,19	6,67
	Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Sonuç	Durağan	Durağan	Durağan	Durağan	

SAGP1 serisi sabitli model için yorumlandığında MZa ve MZt için test istatistik değeri %5 kritik değerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilememekte ve seri durağan-dışı bulunmaktadır. Aynı şekilde MSB ve MPT için de durağanlığı savunan sıfır hipotez reddedilmekte ve seri alternatif hipotezle birim köklü bulunmaktadır. SAGP1 serisi sabitli/trendli uygun model sonuçları değerlendirildiğinde MZa ve MZt için test istatistik değeri %5 kritik değerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilememekte ve seri durağan-dışı bulunmaktadır. MSB ve MPT istatistik değeri %5 değerinden büyük yani durağan-dışı bulunmuştur. Tablonun sağında yer alan kısımda aynı zamanda SAGP1 serisine ait Ng-Perron ikinci farkları yer almaktadır.

Doğrusal kırılmasız birim kök testlerinden elde edilen bulgular sonucunda her üç serinin genel olarak durağan-dışı olduğu sonucunda ulaşılmaktadır. Genel anlamda bakıldığında seriler birim köklü olsa da bazı test ve modellere göre serilerin durağan olduğu yönünde bulgular da elde edilmektedir. Özellikle KPSS testine ait sabitli modelden elde edilen bulgularda enflasyon serisi durağanken, SAGP serisi için de Ng-Perron testine ait sabitli/trendli modelde MZa ve MSB ile serinin durağan olduğuna yönelik sonuçlar elde edilmektedir. Ayrıca SAGP1 serisi için de birim kök testlerinin farklı modellere göre durağan olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır.

Çalışmada doğrusal kırılmasız testlere göre ele alınan serilerin hem veri türü hem de değişken bağlamında farklı olmasından kaynaklı olarak ele alınan sonuçlara göre aylık SAGP ve yıllık SAGP1 serileri için benzer sonuçlara ulaşılmaktadır. SAGP serisinin her türde de sabit bir ortalamaya sahip olmadığını ve sürekli değişen bir yapıda durağan-dışı olduğu sonucuna varılmaktadır.

3.4.2. Doğrusal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Çalışmanın bu kısmında serilerin durağan-dışılığının serinin yapısının bozan kırılmaların dikkate alınmamasından kaynaklandığı hipotezini savunan yapısal kırılmalı birim kök testlerine yer verilmektedir. Bu nedenle burada kırılma durumunda birim köklü sıfır hipotezi sınanacaktır.

Kırılmalı birim kök testleri için kurulan hipotez testi aşağıdaki şekildedir.

H_0 : Seri birim kök içerir.

H_1 : Seri bilinmeyen kırılma tarihi ile trend durağandır.

Tablo 3.11’de tek kırılmayı içsel (endojen) olarak kabul eden Zivot ve Andrews (1992) birim kök test sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 11: ZA (1992) Birim Kök Testi Sonuçları

	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	MODELLER			MODELLER			MODELLER		
Test istatistiği	A	B	C	A	B	C	A	B	C
	-4,127	-3,453	-4,203	-4,038	-4,268	-4,310	-3,862	-3,226	-3,696
%1	-5,34	-4,80	-5,57	-5,34	-4,80	-5,57	-5,34	-4,80	-5,57
%5	-4,93	-4,42	-5,08	-4,93	-4,42	-5,08	-4,93	-4,42	-5,08
%10	-4,58	-4,11	-4,82	-4,58	-4,11	-4,82	-4,58	-4,11	-4,82
Gecikme	0	0	0	3	3	3	3	3	3
TB	2001	1992	1998	2018M03	2016M02	2016M11	1991	2000	1994
Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü

Not: Model A: sabitte tek kırılma, Model B: trendde tek kırılma, Model C: hem sabit hem de trendde tek kırılma ve TB: kırılma tarihini temsil etmektedir. Gecikme uzunluğu k AIC seçim kriterine göre belirlenir.

Zivot ve Andrews (1992) tek kırılmalı birim kök testine ait sonuçlar enflasyon serisi için Model A yani sabitli modelin test istatistik değeri -4,127 ve %5 kritik değer -4,93 olarak belirlenmektedir. Test istatistik değeri %5 kritik değerden büyük olduğundan dolayı birim köklü sıfır hipotez reddedilememekte yani enflasyon serisinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir. Aynı şekilde hem model B hem de model C için elde edilen bulgularda serilerin birim köklü olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır.

Zivot Andrews tek kırılmalı içsel birim kök testinin SAGP serisine ait elde edilen sonuçlar Tablo 3.11’de yer almaktadır. Elde edilen bulgular %5 tablo kritik değere göre yorumlandığında sabitli modelde yani model A için birim köklüdür sonucu elde edilmektedir. Aynı yaklaşımla Model B yani trendde kırılmalı model ve hem sabit hem de trendde kırılma olduğunu savunan Model C için de birim köklü sonuçlara ulaşılmaktadır. Burada modeller için elde edilen uygun kırılma tarihlerinin seride anlamlı bir etkisi olmadığından kırılmalar için iktisadi yorum yapılmamaktadır.

Tablo 3.11’de SAGP1 serisine ait birim kök testi sonuçlarına göre seride durağan-dışı bir yapı görülmektedir. Buna göre SAGP1’deki kırılmaların seri üzerinde anlamlı bir etkisinden bahsedilemez. Ancak belirlenen kırılma tarihlerinde Türkiye

ekonomisinde büyük krizlerin yaşandığı bilinmektedir. Buna örnek olarak Nisan 1994 Krizi, 1990 Körfez krizi, 2000-2001 ekonomik krizleri örnek olarak gösterilebilir.

Tablo 3.12’de tek kırılmayı içsel(endojen) olarak kabul eden Perron(1997) sınama sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 12: Perron (1997) Birim Kök Test Sonuçları

MODEL	ENFLASYON			SAGP			SAGPI		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C
Test İstatistiği	-3,180	-3,305	-3,927	-4,659	-5,038	-5,498	7,731	-2,928	-1,782
%1	-5,85	-5,38	-6,07	-5,68	-5,23	-5,86	-5,85	-5,38	-6,07
%5	-5,18	-4,67	-5,33	-5,05	-4,57	-5,19	-5,18	-4,67	-5,33
%10	-4,83	-4,36	-4,94	-4,77	-4,28	-4,88	-4,83	-4,36	-4,94
Gecikme	3	0	6	8	11	11	5	2	8
TB	1997	1994	1992	2018:02	2016:04	2015:08	2002	2011	2009
Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Durağan	Durağan	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü

Not: Model A: sabitte tek kırılma, Model B: trendde tek kırılma, Model C: hem sabit hem de trendde tek kırılma ve TB: kırılma tarihini temsil etmektedir. Gecikme uzunluğu AIC seçim kriterine göre belirlenir.

Perron (1997) birim kök testine göre enflasyon serisine ait test istatistik değerleri tablo kritik değerlerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla enflasyon serisi için sabitte tek kırılma Model A, trendde tek kırılma Model B ve hem sabit hem de trendde tek kırılmayı dikkate alan Model C durağan-dışı sonuçlar vermektedir. Serilerin birim köklü olması seride gerçekleşen kırılmaların bir anlamının olmadığını ifadesidir.

SAGP serisi için elde edilen bulgularda A modeli için seri birim köklü iken B modeli ve C modeli için seri durağan olarak elde edilmektedir. Serinin durağan olması durumunda ekonomide gerçekleşen şokların SAGP serisi üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğundan bahsedilebilir. Dolayısıyla Model B kırılma zamanı 2016:04 olarak belirlenmektedir. Bu dönem 2015 FED’in faiz arttırımına bağlı olarak enflasyon ve faizlerin ülkemizde de arttığı sonucuna ulaşılır. Ayrıca Türkiye’de 2016 yılında yaşanan darbe girişimi, komşu ülkelerde yaşanan savaşlar ve siyasi gerilimler, mülteci sorunu gibi birçok neden sayılabilir. Model C için kırılma zamanı 2015:08 olarak belirlenmekte ve kırılma zamanında aynı şekilde faiz arttırımı ve enflasyon etkisinden bahsedilebilir.

Perron (1997) birim kök testine göre SAGP1 serisinin tüm modellere göre birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla seride gerçekleşen kırılmaların anlamlı bir etkisinden bahsedilemez. Ancak kırılma tarihi olarak belirlenen 2011 dünya ekonomilerinde görülen belirsizlikler ve Euro bölgesinde kamu borç krizlerine rağmen Türkiye’de ekonomik anlamda bir büyüme yaşandığından bahsedilebilir. Aynı şekilde 2009 döneminde görülen ve 2008’de başlayan küresel krizin etkisiyle ülkemizde de bu krizin etkileri görülmüştür.

Tablo 3.13’te tek kırılmayı endojen olarak kabul eden Lee-Strazicich (2004) sınama sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 13: LS (2004) Birim Kök Testi Sonuçları

	ENFLASYON		SAGP		SAGP1	
	MODELLER		MODELLER		MODELLER	
Test İstatistiği	A	C	A	C	A	C
	-2,205	-3,849	-3,751	-3,142	-2,566	-1,944
%1	-4,08	-4,89	-4,02	-4,79	-4,08	-4,89
%5	-3,49	-4,33	-3,42	-4,22	-3,49	-4,33
%10	-3,19	-4,05	-3,11	-3,93	-3,19	-4,05
TB	2002	1998	2018M07	2017M01	1982	2008
Gecikme	0	0	0	0	3	3
Sonuç	Biri köklü	Birim köklü	Durağan	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü

Not: Model A: sabitte tek kırılma, Model C: hem sabit hem de trendde tek kırılma ve TB: kırılma tarihini temsil etmektedir. Gecikme uzunluğu k AIC seçim kriterine göre belirlenir.

Lee ve Strazicich (2004) tek kırılmalı birim kök testinin test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük bu nedenle enflasyon serisinin birim köklü olduğu sonucu elde edilmektedir. Aynı yaklaşımla SAGP serisi için elde edilen bulgular sabitte tek kırılma için Model A’da serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak C modeli için serinin birim köklü olduğu sonucuna varılır. SAGP serisi için A modeli durağan olduğundan kırılmanın seride anlamlı etkisinden bahsedilebilir. Kırılma tarihi 2018:M07 ve 2017 yılında Türkiye-Almanya politik yapısında yaşana krizler, 2016 yılında hem Türkiye hem de dünyada yaşanan politik krizler seride anlamlı bir değişime sebep olmaktadır. Ayrıca Türkiye’nin 2016 yılında döviz borcu ve dövizdeki artışlar da etkili olduğuna değinilebilir. SAGP1 serisine ait test sonuçlarına göre tüm model biçimlerine göre %5 kritik değer seviyesine göre serinin durağan-dışı olduğu sonucuna

ulaşılır. Buradan hareketle birim köklü bulunan SAGP1 serisine ait belirlenen kırılma tarihlerinin seri üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğundan bahsedilemez.

Tablo 3.14'te iki kırılmayı içsel(endojen) olarak kabul eden Lee-Strazicich (2003) sına ma sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 14: LS (2003) Birim Kök Testi Sonuçları

	ENFLASYON		SAGP		SAGP1	
	MODELLER		MODELLER		MODELLER	
	AA	CC	AA	CC	AA	CC
Test İstatistiği	-2,702	-4,944	-4,546	-4,100	-2,763	-5,116
%1	-4,07	-7,00	-4,09	-6,75	-4,07	-7,00
%5	-3,56	-6,18	-3,59	-6,11	-3,56	-6,18
%10	-3,30	-5,83	-3,33	-5,78	-3,30	-5,83
Gecikme	0	0	0	0	3	7
TB1	1997	1992	2018M04	2015M01	1982	1979
TB2	2002	2003	2018M07	2017M01	2005	1998
Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Durağan	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü

Not: Model AA; sabitte iki kırılma, Model CC; sabit ve trendde iki kırılma, k uygun gecikmeyi ve TB1 birini kırılma ve TB2 ikinci kırılma tarihini temsil etmektedir.

Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı birim kök testine ait modelin sabitinde iki kırılmayı ifade eden Model AA için test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük bu nedenle birim köklü sıfır hipotez reddedilememektedir. Ayrıca hem sabit hem de trendde iki kırılmanın dikkate alındığı CC modelinin de birim köklü olduğu görülmektedir. Buradan belirlenen kırılmaların enflasyon serisi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı bahsedilebilir.

SAGP serisi için elde edilen bulgularda Model AA için seri durağan ve kırılma tarihleri 2018M4 ve 2018M7 olarak belirlenmiştir. 2018 yılında genel olarak Türkiye'de döviz ve borç krizinin etkisi görülmektedir. Model CC için SAGP serisi birim köklüdür sonucu elde edilmektedir. Model CC'ye göre SAGP serisi birim köklü olduğundan belirlenen kırılma tarihlerinin seri üzerinde anlamlı bir etkisi olmamaktadır.

SAGP1 serisine ait sonuçlara göre her iki model biçimine göre serinin durağan-dışı olduğu sonucu elde edilmektedir. Bu nedenle seride gerçekleşen kırılmaların anlamlı bir etkisinden bahsedilemez. Ancak kırılma tarihleri 1979, 1982, 1998 ve 2005 olarak belirlenmiştir. 1982 kırılma tarihinin yüksek faziden kaynaklanan ve Bankerler Krizi diye adlandırılan süreçten kaynaklandığı söylenebilir. Ayrıca 1994, 2001 ve 2008

tarikhlerinde yaşanan krizlerin etkisiyle söz konusu tarikhlerde kırılmalar yaşandığı görülmektedir.

Aşağıdaki Tablo 3.15'te Lumsdaine ve Papel (1997) testine ait sonuçlara yer verilmektedir.

Tablo 3. 15: LP(1997) Birim Kök Testi Sonuçları

MODELLER	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	AA	BB	CC	AA	BB	CC	AA	BB	CC
Test İstatistiği	-4,902	-5,303	-5,859	-5,530	-3,739	-12,297	-4,476	-4,891	-5,599
%1	-6,74	-7,19	-7,19	-6,74	-7,19	-7,19	-6,74	-7,19	-7,19
%5	-6,16	-6,62	-6,75	-6,16	-6,62	-6,75	-6,16	-6,62	-6,75
%10	-5,89	-6,37	-6,48	-5,89	-6,37	-6,48	-5,89	-6,37	-6,48
Gecikme	2	2	2	0	0	0	2	2	2
TB1	1977	1997	1993	2015M01	2017M01	2015M01	1979	1977	1971
TB2	2001	2005	2002	2017M01	2019M01	2017M01	1990	2001	1993
Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü	Durağan	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü

Not: Model AA; sabitte iki kırılma, Model BB; trendde iki kırılma ve Model CC; hem sabit hem de trendde iki kırılmayı ifade eder. TB1; Birinci kırılma ve TB2: ikinci kırılma tarihini gösterir.

Lumsdaine ve Papel (1997) iki yapısal kırılmalı birim kök testi her üç model biçimi Model AA, Model BB ve Model CC olarak belirlenmektedir. Enflasyon serisine ait test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük olduğundan dolayı seri birim köklüdür, şeklinde karar verilir. Birim kök testine ait tüm modeller aynı yaklaşımla kritik değer seviyesine göre belirlendiğinde seri birim köklü bulunmaktadır. Burada birim köklü sıfır hipotezi reddedilemediğinden kırılmaların seri üzerinde anlamlı bir etkisinden bahsedilemez.

Aynı yaklaşımla SAGP serisi için elde edilen model sonuçlarına göre, sabitte iki kırılmalı Model AA ve trendde iki kırılmalı Model BB test istatistik değerleri %5 tablo kritik değerinden büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilememektedir. Burada kırılmaların seri üzerinden etkili olmadığı sonucuna varılır. Son olarak model CC için %5 kritik değeri ile elde edilen test istatistik değeri karşılaştırıldığında SAGP serisi durağan olarak bulunmaktadır. Kırılma tarihleri TB1=2015M01 ve TB2= 2017M01 olarak görülmektedir. Burada 2015-2017 döneminde faiz artırımını dolayısıyla enflasyonda artış yaşandığı bilinmektedir. Ayrıca özellikle Türkiye-Almanya arasında 2016 yılında yaşanan politik krizler ve Türkiye'de yaşanan siyasi gerilimler, komşu

ülke Suriye savaşı, ülkeye çok sayıda mültecinin girişi gibi politik olayların etkisiyle de ekonomide yapısal olarak değişimlere örnek gösterilebilir.

Lumsdaine ve Papel (1997) içsel iki kırılmalı birim kök testine yönelik elde edilen sonuçlara göre SAGP1 Model AA'nın test istatistik değeri %5 kritik değerden büyük olduğundan dolayı seri birim köklüdür sonucuna varılmaktadır. Aynı yaklaşımla Model BB ve Model CC'ye ait elde edilen sonuçlara göre seri birim köklü bulunmaktadır. Seride gerçekleşen kırılmalar 1970 ve 2001 arasında gerçekleşmiştir. Bu nedenle özellikle 1970 döneminde Türkiye'de ekonomik ve siyasi yönden yaşanan sorunlar, 1973 tarihinde dünya genelinde yaşanan petrol şoku, 1994 ve 2001 ekonomik krizi gibi sebeplerden ötürü serilerde durağan-dışı yapıların görüldüğünden bahsedilebilir.

Tablo 3.16'da iki kırılmayı içsel(endojen) olarak kabul eden Narayan-Popp(2010) sınaama sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 16: NP(2010) Birim Kök Testi Sonuçları

	ENFLASYON		SAGP			
	MODELLER		MODELLER		MODELLER	
	M1	M2	M1	M2	M1	M2
Test İstatistiği	-3,381	-2,909	-4,799	-4,814	-2,693	-3,210
Gecikme	2	2	4	4	5	2
TB1	1973	1973	2010M11	2015M05	1976	1976
TB2	1975	1978	2015M05	2016M11	1997	1991
Sonuç	Birim köklü	Birim köklü	Durağan	Birim köklü	Birim köklü	Birim köklü

Not: Model M1 Sabitte iki kırılmayı, Model M2 ise sabit ve eğimde iki kırılmayı temsil etmektedir. TB1; Birinci kırılma ve TB2: ikinci kırılma tarihini gösterir.

NP(2010) birim kök testi için Tablo 3.17'de farklı gözlem sayılarına ait kritik değerler tablosu sunulmaktadır (Narayan, Popp, 2009:1429).

Tablo 3. 17: Narayan ve Popp (2010) Test Kritik Değerleri

T	M1			M2		
	%1	%5	%10	%1	%5	%10
50	-5,259	-4,514	-4,143	-5,949	-5,181	-4,789
100	-4,958	-4,316	-3,980	-5,576	-4,937	-4,596
300	-4,731	-4,136	-3,825	-5,318	-4,741	-4,430
500	-4,672	-4,081	-3,772	-5,287	-4,692	-4,396

Tablo 3.16’da hesaplanan test istatistik deęerleri Tablo 3.17’deki kritik deęerlerle karřılařtırılarak analiz edilmektedir. Tablo 3.17. Narayan ve Popp M1 model bięimi T=100 gzlem iin %5 kritik deęer, -4,316 olarak gsterilmektedir. Test istatistik deęeri %5 kritik deęerden byk olduęundan dolayı enflasyon serisi duraęan-dıřı bulunmaktadır. Aynı Őekilde M2 model iin sıfır hipotezi reddedilmemekte ve serinin duraęan-dıřı olduęuna karar verilmektedir. Burada enflasyon serisinin duraęan-dıřı olmasının yapısal kırılmalardan kaynaklı olmadıęı sylenebilir.

SAGP serisine ait sonular incelendięinde ise M1 modeli iin test istatistik deęeri T=100 gzleme karřılık gelen kritik deęerler ile karřılařtırıldıęında %5 kritik deęerinden kk olduęundan sıfır hipotezi reddedilir. Dolayısıyla SAGP serisi M1 iin duraęan kabul edilmekte ve kırılmanın anlamlı bir etkisinden sz edilmektedir. Kırılma tarihleri TB1:2010M11 ve TB2:2015M5 olarak elde edilmektedir. Trkiye 2010 yılının ilk yarısına kadar ekonomik byme yařanırken gerek ekonomik kadroda yařanan deęiřiklikler gerekse de uygulanan politikaların etkin olmaması nedeniyle belirsiz ve riskli bir dnemden getięi bilinmektedir. zellikle 2010-2017 kırılma dnemleri gz nne alındıęında ekonomi ve politikada yařanan krizlerin belirgin bir etkisinden sz edilebilir. Her ne kadar 2010-2013 yılları arasında ekonomide ve ihracatta byme yařansa da Trkiye’de zellikle 2014 ve sonrasında yařanan i karıřıklıklar ve dvizdeki artıřlar bu duruma rnek olmaktadır. M2 model bięiminde ise test istatistik deęeri %5 kritik deęerinden byk olduęundan dolayı SAGP serisi duraęan dıřı bulunmaktadır.

Aynı yaklařımla yıllık verilerle ele alınan SAGP1 serisine ait Narayan-Popp(2010) birim kk test sonularına gre hem M1 hem de M2 modellerine gre seri duraęan-dıřı bulunmaktadır. Duraęa-dıřılık durumundan dolayı serilerde grlen kırılmaların seri zerindeki anlamlı bir etkisinden sz edilemez. Buna raęmen kırılma tarihleri incelendięinde, sz konusu tarihlerde hem Trkiye’de hem de dnya apında yařanan krizlerin etkisinden bahsedilebilir. Kırılma tarihleri incelendięinde ise krizlerin seri zerinde uzun dnemde etkilerinin olduęu sylenebilir. zellikle 1973 petrol krizi, 1990 Krfez Krizi ve 1994 Nisan krizlerinin etkisinden sz edilebilir.

Doęrusal kırılmalı birim kk testleri kapsamında enflasyon serisi iin elde edilen birim kk test sonularına gre serinin duraęan-dıřı olduęuna karar verilmektedir. Tm

birim kök testleri ve modellerine göre enflasyon birim köklüdür sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı şekilde SAGP serisi elde edilen bulgularda Zivot ve Andrews(1992) birim kök testi tüm modeller için durağan-dışı olarak bulunmaktadır. Ancak Perron(1997) testinde A modeli için seri birim köklü iken Model B ve Model C için durağan; LS(2004) testinde A modeli için seri durağanken C modelinde birim köklüdür. Ayrıca LS(2003) testi için AA modeli durağan ve BB modeli ise birim köklü: LP(1997) testi için AA ve BB modeli birim köklü ve CC modeli ise durağan ve son olarak NP(2005) testinde ise M1 modeli durağan iken M2 modeli ise serinini birim köklü sonuç vermektedir. Elde edilen bulgularda SAGP serisinin karma sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Ancak genel anlamda durağan-dışı olduğu bulgusundan bahsedilebilir.

Satın alma gücü paritesi değişkenine yönelik hem aylık hem de yıllık verilerine göre birim köklü sonuçlar elde edilmesi serinin ortalamaya dönme eğiliminde olmadığı ve ekonomide yaşanan şokların serinin ortalaması üzerinde kalıcı etkiler bıraktığı sonucuna varılmaktadır. SAGP serisine ait hem yıllık hem de aylık verilerine ait bulgulara göre durağan-dışı bulunması, yapısal kırılmalı birim kök testlerinin serilerdeki kırılmaların uzun dönemde dengeye geleceği hipotezine uymamaktadır. Dolayısıyla kırılmaların seri üzerinde anlamlı bir etkisinden bahsedilemez.

Tüm bu sonuçlara ek olarak enflasyon ve SAGP serileri için elde edilen yapısal kırılmalı birim kök testlerinin kukla değişken anlamlılığı incelenerek ve anlamlı olunması durumunda en uygun kırılma sayısına karar verilebilir.

Tablo 3.18’de SAGP serisi için öncelikle tek kırılmalı birim kök testlerine ait kukla değişken anlamlılığına bakılmaktadır.

Tablo 3. 18: SAGP için Kırılmalı Testlerin Kukla Anlamlılığı

ZA(1992)				
	MODEL A	MODEL B	MODEL C	
	DU	DT	DU	DT
Coeff.	-6,6765016	-2,02427395	-2,69829841	-1,76657237
T-ist	-2,79488	-3,63844	-1,180098	-2,97885
Sonuç	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil
PERRON(1997)				
	MODEL A	MODEL B	MODEL C	
	DU	DT	DU	DT
Coeff.	-3,73559	-0,46592	16,69654	-0,16387
T-ist	-3,55525	-10,80027	4,83489	-4,73939

Sonuç	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil
LS(2004)				
	MODEL A		MODEL C	
	DU		DU	DT
Coeff.	-11,8682		1,4026	-0,2981
T-ist	-4,5516		0,5169	-0,6557
Sonuç	Anlamli Deęil		Anlamli Deęil	Anlamli Deęil

Tablo 3.18’de SAGP serisi için kukla deęişken anlamlılıęı sınamasında kukla deęişken katsayısının test istatistik deęerinin 1.64 deęerinden küçük olmasından dolayı kukla deęişkenin tek kırılmada anlamlı olmadığına karar verilmektedir. Dolayısıyla çoklu kırılma sayısına göre de kukla deęişkenler anlamlı olmamaktadır. Tek kırılmada bile anlamlı bulunmayan SAGP serisi için daha yüksek seviyeden yapısal kırılmalı birim kök test kukla deęişken anlamlılıęına bakılmasına gerek kalmamaktadır.

Aşağıdaki Tablo 3.19 enflasyon serisi için doğrusal yapısal kırılmalı birim kök testleri için kukla deęişken anlamlılıęına ait sonuçlara yer verilmektedir.

Tablo 3. 19: Enflasyon için Kırılmalı Testlerin Kukla Anlamlılıęı

ZA(1992)				
	MODEL A	MODEL B	MODEL C	
	DU	DT	DU	DT
Coeff.	-34,762	-1,920	-28,190	-1,521
T-ist	-3,64	-2,86	-3,93	-2,15
Sonuç	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil
PERRON(1997)				
	MODEL A	MODEL B	MODEL C	
	DU	DT	DU	DT
Coeff.	-32,238	-5,695	88,462	3,517
T-ist	-3,97	-11,41	-4,43	-3,52
Sonuç	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil	Anlamli Deęil
LS(2004)				
	MODEL A		MODEL C	
	DU		DU	DT
Coeff.	-24,115		-7,749	-11,493
T-ist	-1,85		0,62	-3,05
Sonuç	Anlamli Deęil		Anlamli Deęil	Anlamli Deęil

Not: DU: Sabitte tek kırılma, DT: Trendden kırılma temsil eder.

Tablo 3.19’ da tek yapısal kırılmalı birim kök testlerine göre elde edilen sonuçlarda kukla deęişken anlamlılıęı sınanmaktadır. Buna göre kukla deęişkene ait

katsayının t-istatistik değeri 1.64 değerinde küçük olduğundan dolayı anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer bir ifadeyle Enflasyon ve SAGP serileri için elde edilen kukla değişken anlamlılığına göre tek kırılmada bile anlamsız olduğundan, daha yüksek seviyeden kırılmaların kukla değişkenleride anlamsız olmaktadır.

Aşağıdaki Tablo 3.20’de SAGP1 serisi için doğrusal yapısal kırılmalı birim kök testleri için kukla değişken anlamlılığına ait sonuçlara yer verilmektedir.

Tablo 3. 20: SAGP1 için Kırılmalı Testlerin Kukla Anlamlılığı

ZA(1992)				
	MODEL A	MODEL B	MODEL C	
	DU	DT	DU	DT
Coeff.	2,706	-2,390	2,386	-3,161
T-ist	0,009	0,020	0,021	0,003
Sonuç	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil
PERRON(1997)				
	MODEL A	MODEL B	MODEL C	
	DU	DT	DU	DT
Coeff.	-3,312	0,125	0,551	-0,012
T-ist	-10,420	4,974	4,073	-3,874
Sonuç	Anlamlı Değil	Anlamlı	Anlamlı	Anlamlı Değil
LS(2003)				
	MODEL A	MODEL C		
	DU	DU	DT	
Coeff.	0,1844	0,088	0,034	
T-ist	1,731	0,807	0,640	
Sonuç	Anlamlı	Anlamlı Değil	Anlamlı Değil	

Tablo 3.20’ de tek yapısal kırılmalı birim kök testlerine göre elde edilen sonuçlarda kukla değişken anlamlılığı sınanmaktadır. Buna göre kukla değişkene ait katsayının t-istatistik değeri 1.64 değerinde küçük olduğundan dolayı anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak Perron(1997) Model B’ye ait DT kukla değişkeni ve Model C’ye ait DU kukla değişkenine ait test istatistik değeri 1,64 değerinden büyük olduğundan dolayı anlamlıdır sonucuna ulaşılmıştır. Aynı şekilde LS(2003) testinde de Model A’ya ait DU kukla değişkeni anlamlıdır. Genel anlamda bakıldığında SAGP serisinin tek kırılmada anlamlı olmadığı ve bu nedenle daha yüksek seviyeden kırılmalar için sınanmasına gerek kalmamaktadır.

3.4.3.Doğrusal Olmayan Kırılmasız Birim Kök Test Sonuçları

Çalışmanın bu kısmında doğrusal olmayan kırılmasız birim kök testlerine ait sonuçlar üzerinde durulmaktadır. Tablo 3.21’de doğrusal olmayan kırılmasız Enders ve Granger (1998) sına sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 21: Enders-Granger (1998) Birim Kök Test Sonuçları

ENDERS-GRANGER (1998) BİRİM KÖK TEST									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test ist.	0,603	1,636	1,498	2,083	1,219	5,664	2,972	2,380	2,761
Prob.Değeri	0,807	0,892	0,932	0,144	0,147	0,182	0,110	0,031	0,145
Gecikme	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
%1	5,38	7,10	9,21	5,38	7,10	9,21	5,38	7,10	9,21
%5	3,60	5,02	6,83	3,60	5,02	6,83	3,60	5,02	6,83
%10	2,83	4,11	5,74	2,83	4,11	5,74	2,83	4,11	5,74
Sonuç	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü

Not: Case 1 ham veri, Case 2 ortalamadan arındırılmış veri, Case 3 ortalama ve trendden arındırılmış seriyi temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için belirlenmiştir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13, Seçim kriteri AIC olarak belirlenmektedir.

Enders ve Granger birim kök testinde test istatistik değeri kritik değerlerden büyük olduğunda birim köklü sıfır hipotezi reddedilir. Dolayısıyla Tablo 3.21’de birim kök testinde enflasyon serisi elde edilen sonuçlara göre %5 kritik değer seviyesinde her üç model için case1 ham veri, case2 ortalamadan arındırılmış model ve case3 ortalama ve trendden arındırılmış model için de aynı şekilde test istatistik değeri %5 kritik değerden küçük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilememektedir.

SAGP serisi için yapılan analizde case1, case2 ve case3 modelleri için test istatistik değerleri kritik değerden küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla serinin birim köklü olduğu kanaatine varılır.

SAGP1 serisi için yapılan analizde case1, case2 ve case3 modelleri için test istatistik değerleri kritik değerden küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Bu nedenle yıllık verilerle ele alınan SAGP1 serisinin birim köklü olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.22’de doğrusal olmayan kırılmasız Leybourne vd.(1998) sına sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 22: LNV (1998) Birim Kök Test Sonuçları

LEYBOURNE, NEWBOLD VE VOUGAS (1998) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
Test İst.Değeri	-1,77	-3,37	-3,61	-4,199	-5,062	-5,075	-3,378	-3,396	-3,405
Gecikme	10	10	10	13	13	13	2	2	2
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
% 1	-4,88	-5,48	-5,65	-4,88	-5,48	-5,65	-4,88	-5,48	-5,65
% 5	-4,23	-4,77	-5,01	-4,23	-4,77	-5,01	-4,23	-4,77	-5,01
% 10	-3,91	-4,43	-4,70	-3,91	-4,43	-4,70	-3,91	-4,43	-4,70
Sonuç	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü

Not: Model 1: sabitli, Model 2: Trendli, Model 3: Trendli model*fonksiyon temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için elde edilir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenmektedir.

Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) birim kök testine göre hesaplanan test istatistik değeri tablo kritik değerlerinden büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Tablo 3.22’de birim kök test sonuçlarından görülebileceği gibi tüm model yapıları için %5 kritik değerlere göre büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Diğer bir ifadeyle enflasyon serisinin birim köklü veya durağan-dışı bir yapı sergilediği ifade edilir. Aynı şekilde SAGP serisi model 1 için test istatistik değeri %5 kritik değer seviyesinden büyük olduğundan dolayı birim köklü ancak model 2 ve model 3 için test istatistik değerleri %5 kritik değerinden küçük olduğundan dolayı birim köklü sıfır hipotez reddedilmekte ve serinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

SAGP1 serisine ait elde edilen bulgulara göre tüm model biçimlerine göre test istatistik değeri %5 kritik değerinden büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Buna göre SAGP1 serisinin durağan-dışı olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.23’te Harvey ve Mills (2002) kırılmasız birim kök test sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 23: Harvey_Mills Birim Kök Test Sonuçları

HARVEY_MILL(2002) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test İst.Değeri	-3,517	-2,943	-4,680	-4,855	-3,448	-5,546	-3,085	-3,080	-2,236
Gecikme	10	10	10	13	13	13	1	1	1
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
1%	-6,05	-6,64	-7,25	-5,84	-6,39	-6,90	-6,05	-6,64	-7,25
5%	-5,37	-5,97	-6,55	-5,27	-5,80	-6,32	-5,37	-5,97	-6,55
10%	-5,04	-5,64	-6,20	-4,94	-5,50	-6,02	-5,04	-5,64	-6,20
Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	BirimKök	Birim Kök

Not: Case 1: Otonom parametrelili modeli, Case 2:Trendli modeli ve Case 3: Trend*fonksiyon modelini gösterir. Gecikme değerleri AIC seçim kriteriyle belirlenmektedir. Kritik değerler enflasyon T=100 ve SAGP T=150 gözleme göre yazılmaktadır.

Harvey ve Mills (2002) birim kök testine göre test istatistik değeri tablo değerinden büyük olduğundan dolayı sıfır hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla Tablo 3.23'te enflasyon için elde edilen sonuçlara göre her üç model biçimine göre de serinin birim kök içerdiği görülmektedir. Dolayısıyla enflasyon serisinin durağan-dışı olduğu söylenebilir. Aynı şekilde SAGP ve SAGP1 serileri için de elde edilen sonuçlara göre serilerin birim kök içerdiği görülmekte ve durağan-dışı olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 3.24'te Kapetanios vd. (2003) kırılmasız birim kök test sonuçları verilmektedir.

Tablo 3. 24: Kapetanios vd. (2003) Birim Kök Test Sonuçları

KSS(2003) BİRİM KÖK TEST									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test İstatistiği	-2,16	-2,88	-3,01	-1,49	-0,095	-3,609	-1,234	-0,747	-3,768
Gecikme	10	10	10	13	13	13	3	3	3
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
%1	-2,82	-3,48	-3,93	-2,82	-3,48	-3,93	-2,82	-3,48	-3,93
%5	-2,22	-2,93	-3,40	-2,22	-2,93	-3,40	-2,22	-2,93	-3,40
%10	-1,92	-2,66	-3,13	-1,92	-2,66	-3,13	-1,92	-2,66	-3,13
Sonuç	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü

Not: Case 1: ham veri, Case 2: ortalamadan arındırılmış veri, Case 3: ortalama ve trendden arındırılmış veriyi temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için belirlenir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenmektedir.

Kapetanios, Shin ve Snell (2003) testi için enflasyon serisinin case1, case2 ve case3 modellerine ait test istatistik değerleri %5 kritik değer seviyesinden büyük olduğundan dolayı birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Yani enflasyon serisinin birim köklü veya durağan dışı olduğu sonucuna ulaşılır. SAGP serisi için aynı yaklaşımla yorumlandığında case1 ve case2 modellerine göre birim köklü sonuç elde edilirken case3 modeline göre seri durağan olarak bulunmaktadır. Burada seriler için ardışık süreç yaklaşımında elde edilen uygun model biçimlerinin enflasyon ve SAGP için sırasıyla case1 yani ham veri ve SAGP için de case3 olduğu söylenebilir. Aynı şekilde SAGP1 serisi içinde elde edilen birim kök test sonuçlarına göre her üç modele göre de serinin birim köklü olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.25'te Sollis (2004) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 25: Sollis (2004) Birim Kök Test Sonuçları

SOLLIS(2004) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
Test İstatistiği	2,341	4,812	12,106	9,924	10,598	10,924	3,410	3,475	3,488
Gecikme	1	1	1	1	1	1			
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
%1	11,79	15,27	16,38	11,79	15,27	16,38	11,79	15,27	16,38
%5	9,19	12,20	13,41	9,19	12,20	13,41	9,19	12,20	13,41
%10	7,84	10,62	11,86	7,84	10,62	11,86	7,84	10,62	11,86
Sonuç	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü

Not: Model 1; sabitli, Model 2; trendli, Model 3; trendli model*fonksiyon temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için gösterilmektedir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenir.

Sollis (2004) birim kök test istatistik değeri %5 kritik değerden küçük olduğundan dolayı Model 1, Model 2 ve Model 3 için birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez yani enflasyon serisi birim köklü veya durağan-dışı olarak kabul edilmektedir.

Sollis (2004) birim kök testi SAGP serisi için incelendiğinde Model 1 test istatistik değeri %5 kritik değer seviyesinden büyük olduğundan dolayı birim köklü sıfır hipotezi reddedilir ve SAGP serisi doğrusal olmayan durağan olarak belirlenmektedir. Model 2 ve Model 3 için aynı şekilde yorumlandığında %5 kritik değer seviyesine göre

birim köklü veya durağan dışı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı yaklaşımla Sollis(2004) birim kök testine göre SAGP1 serisinin Model 1, Model 2 ve Model 3'e göre birim köklü olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.26'da Hu_Chen (2006) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 26: Hu_Chen Birim Kök Test Sonuçları

HU_CHEN (2006) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test İst.Değeri	10,087	10,188	11,069	3,760	3,505	12,996	5,998	1,212	15,842
Gecikme	10	10	10	13	13	13	2	2	2
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
1%	15,12	15,62	18,62	15,12	15,62	18,62	15,12	15,62	18,62
5%	11,22	11,86	14,39	11,22	11,86	14,39	11,22	11,86	14,39
10%	9,49	10,12	12,42	9,49	10,12	12,42	9,49	10,12	12,42
Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök

Not: Case 1; ham veri, Case 2; ortalamadan arındırılmış veri, Case 3; ortalama ve trendden arındırılmış seriyi temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için belirlenmektedir. Gecikme uzunluğu AIC seçim kriteri ile enflasyon=10 ve SAGP=13 için gösterilmektedir.

Hu ve Chen (2006) birim kök testine göre test istatistik değeri tablo kritik değerinden küçük olduğunda birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Tablo 3.26'da için elde edilen sonuçlar incelendiğinde enflasyon serisine ait tüm modellerde test istatistik değeri %5 kritik değerinden küçük bu nedenle serinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir. Aynı yaklaşımla SAGP ve SAGP1 serilerine ait modellere göre de her iki serinin birim köklü, durağan-dışı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 3.27'de Pascalau(2007) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 27: Pascalau(2007) Birim Kök Test Sonuçları

PASCALAU(2007) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test İstatistiği	4,091	3,463	3,85	1,565	2,518	5,619	3,912	0,683	1,961
Gecikme	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
%1	6,40	5,06	3,73	6,40	5,06	3,73	6,40	5,06	3,73
%5	4,51	3,42	2,46	4,51	3,42	2,46	4,51	3,42	2,46

%10	3,67	2,66	1,90	3,67	2,66	1,90	3,67	2,66	1,90
Sonuç	Birim Köklü	Durağan	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü

Not: Case 1; ham veri, Case 2; ortalamadan arındırılmış veri, Case 3; ortalama ve trendden arındırılmış seriyi temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için belirlenir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13, Seçim kriteri AIC olarak belirlenmektedir.

Pascalau (2007) birim kök testine göre enflasyon serisi için elde edilen Case 1 modeline ait test istatistik değeri %5 kritik değer seviyesinden küçük olduğundan dolayı birim kök sıfır hipotezi reddedilemez. Yani enflasyon serisinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Case 2 ve Case 3 için test istatistik değerleri ise %5 kritik değerinden büyük olduğundan birim kök sıfır hipotezi reddedilmektedir. Yani Case 2 ve Case 3 durumları için enflasyon serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır.

Pascalau (2007) birim kök testini aynı şekilde SAGP serisi için Case 1 ve case2 modelleri %5 kritik değer seviyesinde birim köklü sonuç verirken Case 3 modelinde ise serinin durağan olduğuna karar verilmektedir. Burada seriler için ardışık süreç yaklaşımında elde edilen uygun model biçimlerinin enflasyon ve SAGP için sırasıyla Case 1 yani ham veri ve SAGP için de Case 3 olduğu söylenebilir. A

SAGP1 serisine ait test istatistik değeri %5 kritik değer seviyesinden küçük olduğundan Case 1, Case 2 ve Case 3 modellerine göre serinin birim köklü yani durağan-dışı olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.28’de Sollis (2009) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 28: Sollis (2009) Birim Kök Test Sonuçları

SOLLIS(2009) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test İstatistiği	4,545	4,053	4,419	1,829	0,049	6,584	1,762	0,504	7,424
Gecikme	10	10	10	13	13	13	3	3	3
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
%1	6,27	6,88	8,53	6,27	6,88	8,53	6,27	6,88	8,53
%5	4,37	4,95	6,46	4,37	4,95	6,46	4,37	4,95	6,46
%10	3,26	4,16	5,46	3,26	4,16	5,46	3,26	4,16	5,46
Sonuç	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü

Not: Case 1; ham veri, Case 2; ortalamadan arındırılmış veri, Case 3; ortalama ve trendden arındırılmış seriyi temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için belirlenir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenmektedir.

Sollis (2009) birim kök testinde, test istatistik değeri tablo kritik değerinden küçük olduğunda sıfır hipotezi reddedilemez. Case1 modeli için test istatistik değeri %5 kritik değerden büyük olduğundan dolayı durağan ancak case2 ve case3 modelleri için test istatistik değeri kritik değerden küçük olduğundan dolayı enflasyon serisinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir. SAGP serisi tabloda gösterildiği gibi case1 ve case2 için birim köklü iken Case 3 modeli için durağan sonuç vermektedir. Burada seriler için ardışık süreç yaklaşımında elde edilen uygun model biçimlerinin enflasyon ve SAGP için sırasıyla case1 yani ham veri ve SAGP için de case3 olduğu söylenebilir.

Sollis (2009) birim kök testine ait bulgulara göre satın alma gücü paritesinin yıllık verilerine ait SAGP1 serisi tüm modellere göre birim köklü olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.29’da Kruse (2011) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 29: Kruse (2011) Birim Kök Test Sonuçları

KRUSE(2011) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test istatistiği	10,166	10,327	10,911	3,898	1,987	13,093	14,513	1,103	5,433
Gecikme	10	10	10	13	13	13	3	1	1
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
%1	13,15	13,75	17,10	13,15	13,75	17,10	13,15	13,75	17,10
%5	9,53	10,17	12,82	9,53	10,17	12,82	9,53	10,17	12,82
%10	7,85	8,60	11,10	7,85	8,60	11,10	7,85	8,60	11,10
Sonuç	Durağan	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan	Durağan	Birim Köklü	Birim Köklü

Not: Case 1; ham veri, Case 2; ortalamadan arındırılmış veri, Case 3; ortalama ve trendden arındırılmış seriyi temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için belirlenir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenmektedir.

Kruse(2011) birim kök testinde test istatistik değeri tablo kritik değerinden küçük olduğundan dolayı birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Tablo 3.29’ da gösterildiği gibi case1 ve case 2 modelleri için enflasyon serisi durağan ancak case 3 test istatistik değeri kritik değerden küçük olduğundan dolayı birim köklü sonuç elde edilmektedir. Burada seriler için ardışık süreç yaklaşımında elde edilen uygun model biçimlerinin enflasyon ve SAGP için sırasıyla case 1 yani ham veri ve SAGP için de

case 3 modellerinde durağan sonuçlar verdiği görülmektedir. Ayrıca SAGP serisi için case1 ve case2 modelleri birim köklü olarak elde edilmektedir.

SAGP1 serisine ait elde edilen birim kök test sonucuna göre case 1 modeline göre test istatistik değeri i %5 tablo kritik değerinden büyük olduğundan dolayı serinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. Ayrıca case 2 ve case 3 modellerine göre de test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinde küçük olduğundan dolayı serinin birim kökşü, durağan-dışı olduğu sonucuna varılır.

Tablo 3.30'da Kılıç (2011) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 30: Kılıç (2011) Birim Kök Test Sonuçları

KILIÇ (2011) BİRİM KÖK TESTİ									
	ENFLASYON			SAGP			SAGP1		
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3	Case 1	Case 2	Case 3
Test İstatistiği	-0,856	-1,849	-1,801	-1,736	0,311	-2,298	-1,680	-0,964	-2,583
Gecikme	10	10	10	13	13	13	2	2	2
	KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER			KRİTİK DEĞERLER		
%1	-2,59	-2,98	-3,19	-2,59	-2,98	-3,19	-2,59	-2,98	-3,19
%5	-1,90	-2,37	-2,57	-1,90	-2,37	-2,57	-1,90	-2,37	-2,57
%10	-1,57	-2,05	-2,23	-1,57	-2,05	-2,23	-1,57	-2,05	-2,23
Sonuç	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Birim köklü	Birim Köklü	Birim Köklü	Durağan

Not: Case 1; ham veri, Case 2; ortalamadan arındırılmış veri, Case 3; ortalama ve trendden arındırılmış seriyi temsil etmektedir. Kritik değerler T=100 için belirlenir. Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenmektedir.

Kılıç(2011) birim kök testinde test istatistik değerinin tablo kritik değerinden büyük olarak elde edildiğinde birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Buna göre enflasyon, SAGP ve SAGP1 serileri için elde edilen test istatistik değerleri %5 kritik değerinden büyük olduğundan dolayı her iki serinin de birim köklü olduğuna karar verilmektedir. Ancak burada SAGP1 serisinin case 3 modeline göre durağan olduğu sonucu Tablo 3.30'da görülmektedir.

Tablo 3.31'de Cuestas ve Garratt (2011) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 31: Cuestas-Garratt (2011) Birim Kök Test Sonuçları

CUESTAS-GARRATT(2011) BİRİM KÖK TESTİ				
ENFLASYON		SAGP		SAGP1
Test İstatistiği	10,911	13,0933		14,513
Gecikme	10	13		3
KRİTİK DEĞERLER		KRİTİK DEĞERLER		KRİTİK DEĞERLER
%1	22,44	22,44		22,44
%5	17,27	17,27		17,27
%10	14,97	14,97		14,97
Sonuç	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür		Birim Köklüdür

Not: Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenir.

Cuestas ve Garratt (2011) birim kök testine ait test istatistik değeri tablo kritik değerlerinden küçük olduğunda birim köklü sıfır hipotez reddedilemez. Tablo. 3.31elde edilen sonuçlara göre enflasyon serisinin durağan dışı bir yapı sergilediğine karar verilmektedir. Aynı şekilde SAGP ve SAGP1 serileri için de sonuçlar incelendiğinde test istatistik değerleri %5 kritik değerinden küçüktür. Dolayısıyla her iki serisinin de birim köklü, durağan dışı olduğu sonucuna ulaşılır.

Tablo 3.32’de Cuestas ve Ordenez (2014) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 32: Cuestas-Ordenez (2014) Birim Kök Test Sonuçları

CUESTAS-ORDONEZ(2014) BİRİM KÖK TESTİ				
ENFLASYON		SAGP		SAGP1
Test İstatistiği	-2,787	Test İstatistiği	-4,512	-1,511
Gecikme	1	Gecikme	1	1
KRİTİK DEĞERLER		KRİTİK DEĞERLER		
%1	-3,947	%1	-3,947	-3,947
%5	-3,38	%5	-3,38	-3,38
%10	-3,087	%10	-3,087	-3,087
Sonuç	Birim Köklü	Sonuç	Durağan	Birim Köklü

Not: Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13 ve seçim kriteri AIC olarak belirlenir.

Cuestas ve Ordenez (2014) birim kök testinde istatistik değeri tablo kritik değerlerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Test istatistik değeri %5 kritik değerine göre değerlendirildiğinde enflasyon serisi birim köklü olarak bulunmaktadır. Aynı şekilde SAGP serisi için hesaplanan istatistik değeri %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerinden küçüktür. Yani SAGP serisinin durağan olduğu sonucuna

varılmaktadır. Aynı yaklaşımla SAGP1 serisinin de %5 kritik değer seviyesine göre birim köklü olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.33'te Park-Shintani (2016) kırılmasız birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 33: Park-Shintani (2016) Birim Kök Test Sonuçları

PARK-SHİNTANİ(2016) BİRİM KÖK TESTİ				
	ENFLASYON		SAGP	SAGP1
Test İstatistiği	-2,166	Test İstatistiği	-1,494	-1,255
Gecikme	10	Gecikme	13	2
KRİTİK DEĞERLER		KRİTİK DEĞERLER		KRİTİK DEĞERLER
% 1	-2,86	% 1	-2,86	-2,86
% 5	-2,28	% 5	-2,28	-2,28
% 10	-1,98	% 10	-1,98	-1,98
Sonuç	Birim Köklüdür	Sonuç	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür

Not: Max gecikme enflasyon=10 ve SAGP=13, Seçim kriteri AIC olarak belirlenir.

Park ve Shintani (2016) testinde test istatistik değeri tablo kritik değerinden büyük olduğunda birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Birim kök testine ait elde edilen sonuçlar için hem enflasyon serisi hem SAGP serisi hem de SAGP1 serisi birim köklü sıfır hipotez reddedilemediğinden durağan dışı bulunmaktadır.

Doğrusal olmayan yapısal kırılmasız birim kök testlerinin enflasyon, SAGP ve SAGP1 serileri için elde edilen test sonuçlarına göre serilerin birim köklü veya durağan-dışı olduğuna karar verilmektedir. Seriler için genel anlamda birim köklü sonuç elde edilmesine rağmen bazı birim kök testleri ve modellerinde serilerin durağan olduğu yönünde bulgulara da ulaşılmaktadır. Enflasyon serisinin farklı modeller için durağan sonucu veren birim kök testleri Pascalau (2007) testinde case1 birim köklü iken case2 ve case3 için durağan; Sollis (2009) testinde case1 durağanken case2 ve case3 birim köklü; Kruse (2011) testinde case1 ve case2 modelleri için durağanken case3 birim köklü sonuç vermektedir.

SAGP serisi için durağan sonuç veren birim kök testleri LNV(1998) model1 birim köklü, model 2 ve model 3 için durağan; KSS(2003) testinde case1 ve case2 birim köklü ancak case3 durağan; Sollis(2004) testinde model 1 durağanken model 2 ve model 3 birim köklüdür şeklinde sonuçlar elde edilmektedir. Pascalau (2007) testinde Case 1 ve Case 2 birim köklü Case 3 durağan; Sollis (2009) testinde case1 ve case2

birim köklü Case 3 durağan; Kruse (2011) testi case1 ve case2 birim köklü case3 durağan şeklinde benzer sonuç vermektedir. Son olarak Cuestas ve Ordenez (2014) birim kök testinin genel olarak durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Aynı şekilde SAGP1 serisi de genel anlamda birim köklü olduğu sonucuna ulaşılsa da bazı birim kök testlerine ve modellerine göre durağan olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. Özellikle Kruse (2011) case 1 ve Kılıç (2011) case 3 modellerine göre durağandır.

3.4.4. Doğrusal Olmayan Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Doğrusal olmayan kırılmalı birim kök testleri doğrusal kırılmalı birim kök testlerinde izlenen süreçten farklı olarak uygulanmaktadır. Bu yaklaşım Fourier dönüşümü olarak bilinmektedir. Çalışmanın bu kısmında FADF, FKPSS, FGLS ve FKSS birim kök testlerine ait sonuçlar Enflasyon, SAGP ve SAGP1 serileri için elde edilmektedir. Fourier dönüşümünde öncelikle uygun frekans değeri belirlendikten sonra birim kök sonuçları üzerinde durulmaktadır.

Tablo 3.34'te enflasyon serisi için k frekans değeri minimum kalıntı kareler toplamı (min SSR) kriteri ile belirlenir.

Tablo 3. 34: Enflasyona ait Uygun Frekans Değeri

ENFLASYON					
	k=1*	k=2	k=3	k=4	k=5
SSR	15509.41	46290.89	44070.05	47791.18	49115.37

Not: k=1,...,5 frekans değerlerini gösterir ve * uygun frekans değerini ve SSR; kalıntı kareleri temsil eder.

Tablo 3.34 incelendiğinde, enflasyon serisi için uygun frekans değeri k=1 olarak elde edilmektedir. Buna göre Tablo 3.35'te FADF, FKPSS ve FGLS birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3.35'te enflasyon serisi için FADF, FKPSS ve FGLS doğrusal olmayan yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 3. 35: Enflasyon için FADF, FKPSS, FGLS Test Sonuçları

	ENDERS VE LEE (2012)		BECKER VE ENDERS(2006)		RODRİGUES VE TAYLOR(2012)	
	FADF		FKPSS		FGLS	
	Sabitli	Sabitli- Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli

Test istatistiği	-3,331	-3,259	0,054	0,053	-3,231	-3,327
	Kritik Değerler		Kritik Değerler		Kritik Değerler	
%1	-4,95	-4,42	0,2699	0,0716	-3,911	-4,771
%5	-4,35	-3,81	0,172	0,0546	-3,294	-4,175
%10	-4,05	-3,49	0,1318	0,0471	-2,328	-3,879
Sonuç	Birim köklüdür	Birim köklüdür	Durağan	Durağan	Birim köklüdür	Birim köklüdür

Tablo 3.35’de Enders ve Lee (2012) FADF birim kök testine ait elde edilen sonuçlara göre test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük olduğundan seride birim kök olduğu savunan sıfır hipotez reddedilememektedir. Enflasyon serisi için uygulanan FADF birim kök testine ait her iki modelde de birim köklü temel hipotez reddedilemez. Dolayısıyla FADF birim kök testi sonucuna göre enflasyon serisinin durağan dışı olduğuna karar verilir.

Becker ve Enders (2006) FKPS testini için kurulan hipotez KPSS birim kök testinde olduğu şekildedir. Buna göre sıfır hipotezinde serinin durağan olduğu savunulurken alternatif hipotez altında serinin birim köklü olduğu savunulur. Tablo 3.35’te test istatistik değerinin %5 tablo değeriyle karşılaştırılması sonucu test istatistik değeri kritik değerden küçük olduğundan dolayı durağanlığı savunan sıfır hipotezi reddedilemez. Enflasyon serisi her iki model biçimine göre de durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Rodrigues ve Taylor (2012) birim kök testinde test istatistiği kritik değerinden büyük olduğunda birim köklü sıfır hipotez reddedilemez. Dolayısıyla Tablo 3. 35’te hem sabitli hem de sabitli ve trendli modelin test istatistik değeri tablo kritik değerinden, büyük olduğundan birim kök sıfır hipotezi reddedilemez. SAGP serisinin FGLS birim kök testine göre durağan-dışı olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.36’da SAGP serisi için k frekans değeri minimum kalıntı kareler toplamı (min SSR) kriteri ile belirlenmektedir.

Tablo 3. 36:SAGP ve SAGP1 için Uygun Frekans Değeri

SAGP					
	k=1*	k=2	k=3	k=4	k=5
SSR	19193.65	32809.80	39393.49	40954.96	41105.72
SAGP1					
	k=1*	k=2	k=3	k=4	k=5
SSR	59.55532	288.9780	296.1583	296.2136	301.6338

Not: $k=1, \dots, 5$ frekans değerlerini gösterir ve * uygun frekans değerini ve SSR; kalıntı kareleri temsil eder.

Tablo 3.36 incelendiğinde, SAGP ve SAGP1 serileri için uygun frekans değerleri $k=1$ olarak elde edilmiştir. Buna göre Tablo 3.37’de FADF, FKPSS ve FGLS birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. 37: SAGP için FADF, FKPSS ve FGLS Test Sonuçları

	ENDERS VE LEE(2012)		BECKER VE ENDERS(2006)		RODRIGUES VE TAYLOR(2012)	
	FADF		FKPSS		FGLS	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
Test istatistiği	-1,692	-2,171	0,580	0,178	-0,136	-1,896
	Kritik Değerler		Kritik Değerler		Kritik Değerler	
% 1	-4,95	-4,42	0,2699	0,0716	-3,911	-4,771
% 5	-4,35	-3,81	0,172	0,0546	-3,294	-4,175
% 10	-4,05	-3,49	0,1318	0,0471	-2,328	-3,879
Sonuç	Birim köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür

Enders ve Lee (2012) FADF birim kök testine test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük olduğunda birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Tablo 3.37’de FADF birim kök testine ait modeller için elde edilen sonuçlara göre SAGP serisinin birim köklü durağan-dışı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla SAGP serisi her iki model sabit ve sabitli/trendli için birim köklü durağan-dışı yapıyla uzun dönemde ortalamaya dönme eğiliminde değildir, sonucuna ulaşılmaktadır.

Becker ve Enders (2006) FKPSS birim kök testi için test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden küçük olduğunda sıfır hipotezi reddedilememektedir. Ancak elde edilen sonuçlara göre serinin durağan olduğu hipotez reddedilmekte ve birim kökü savunan alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Tablo 3.37’de Rodrigues ve Taylor (2012) FGLS testine ait hem sabitli hem de sabitli ve trendli modele ait birim kök test sonuçlarına yer verilmektedir. Elde edilene sonuçlara göre her iki model biçimine göre SAGP serisinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir. SAGP serisinin durağan-dışı bir yapıya sahip olduğu söylenebilir.

Aşağıdaki Tablo 3.38’de SAGP1 serisine için FADF, FKPSS ve FGLS birim kök testlerine ait sonuçlara yer verilmektedir.

Tablo 3. 38: SAGP1 için FADF, FKPSS ve FGLS Test Sonuçları

	ENDERS VE LEE(2012)		BECKER VE ENDERS(2006)		RODRIGUES VE TAYLOR(2012)	
	FADF		FKPSS		FGLS	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
Test istatistiği	0,095	-1,302	0,483	0,128	0,633	-2,566
	Kritik Değerler		Kritik Değerler		Kritik Değerler	
% 1	-4,95	-4,42	0,2699	0,0716	-3,911	-4,771
% 5	-4,35	-3,81	0,172	0,0546	-3,294	-4,175
% 10	-4,05	-3,49	0,1318	0,0471	-2,328	-3,879
Sonuç	Birim köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür	Birim Köklüdür

Enders ve Lee (2012) FADF birim kök testine test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük olduğunda birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez. Buna göre SAGP1 serisine ait elde edilen sonuçlara göre her iki model biçimine göre test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden büyük olduğundan SAGP1 serisinin FADF birim kök testine göre durağan-dışı olduğu sonucuna varılmaktadır.

Becker ve Enders (2006) FKPSS birim kök testi için test istatistik değeri %5 tablo kritik değerinden küçük olduğunda sıfır hipotezi reddedilememektedir. Buna göre hem sabitli hem de sabitli/trendli modele göre serinin birim köklü olduğu sonucuna varılmaktadır.

Rodrigues ve Taylor (2012) FGLS birim kök testine göre test istatistik değeri % tablo kritik değerinden büyük olduğundan doalyı SAGP1 serisinin birim köklü veya durağan-dışı olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.39'da hem enflasyon hem de SAGP serileri için FKSS birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. 39: Christopoulos ve Leon-Ledesma(2010) FKSS Test Sonuçları

CHRİSTOPOULOS VE LEON-LEDESMA(2010) BİRİM KÖK TEST-FKSS			
	Enflasyon	SAGP	SAGP1
Test ist.	-0,430897	0,780426	3,365214
Gecikme	1	15	2
	KRİTİK DEĞERLER		
1%	-4,14	-4,19	-4,14
5%	-3,59	-3,6	-3,59
10%	-3,26	-3,29	-3,26
Sonuç	Birim köklüdür	Birim köklüdür	Birim köklüdür

Christopoulos ve Leon-Ledesma(2010) FKSS testine ait test istatistik değeri tablo kritik değerinden büyük olduğundan birim köklü sıfır hipotezi reddedilemez.

Dolayısıyla bu hipoteze göre elde edilen sonuçlar incelendiğinde enflasyon serisine ait test istatistik değeri %5 kritik değerden büyük olduğundan dolayı sıfır hipotezi reddedilemez ve serinin birim köklü olduğuna karar verilir. Aynı şekilde hem SAGP hem de SAGP1 serileri için de test istatistik değeri %5 kritik değerinden büyük olduğundan serinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Doğrusal olmayan yapısal kırılmalı birim kök testlerine ait elde edilen sonuçlara göre Enflasyon, SAGP ve SAGP1 serileri durağan-dışı olarak kabul edilmektedir. Burada dikkat edilmesi gereken, satın alma gücü paritesi değişkeninin hem aylık hem de yıllık verilere göre birim köklü olarak bulunmasıdır. Bu da göstermektedir ki serinin her iki veri türüne göre de ortalamaya dönme eğiliminde olmadığıdır.

Çalışmada elde edilen bulguların değerlendirmesi gerek doğrusal gerekse doğrusal-olmayan birim kök testleri çerçevesinde yapılmalıdır. İlk bakışta serilerin durağan-dışılığı üzerinde yoğunlaşsa da yapılan analizlerde durağan sonuçlar veren birim kök testleri de bulunmaktadır. Aşağıda Tablo 3.40'ta Enflasyon, SAGP VE SAGP1 serileri için durağan ve durağan-dışı sonuç veren birim kök testleri ve modellerine yer verilmektedir.

Tablo 3. 40: Durağan ve Durağan-Dışı Sonuçlar Veren Testler

DURAĞAN SONUÇ VEREN TESTLER		
ENFLASYON	SAGP	SAGP1
KPSS- Sabitli Model	Ng-Perron-Sabitli/Trendli (Mza ve MSB)	PP(Sabitsiz ve Trendsiz)
Pascalau -Case2 ve Case 3	Perron(1997)-Model Bve Model C	KPSS(Sabitli ve Trendli)
Sollis(2009) -Case 1	LS(2004)-Model A	Kruse(2011) Case 1 Kılıç (2011) Case 3
Kruse(2011)- Case 1 ve Case 2	LS(2003)-Model AA	
FKPSS	LP(1997)-Model CC	
	NP(2010)-M1	
	LNV(1998)-Model 2 ve Model 3	
	KSS(2003)-Case 3	
	Sollis(2004)-Model 1	
	Pascalau-Case3	
	Sollis(2009)-Case 3	
	Kruse(2011)-Case3	
	Cuestas ve Ordenez(2014)	
DURAĞAN-DIŞI SONUÇ VEREN TESTLER		
ENFLASYON	SAGP	SAGP1
ADF(1979)	ADF(1979)	ADF

PP(1988)	PP(1988)	PP (Sabit, Sabitli ve Trendli)
DF-GLS(1996)	DF-GLS (1996)	DF-GLS
KPSS(1992)-Sabitli/Trendli Model	KPSS(1992)	KPSS (Sabit)
Ng-Perron(2001)	Ng-Perron(2001)-Sabitli Model ve Sabitli/Trendli(MZt,MPT)	Ng-Perron
ZA(1992)	ZA(1992)	ZA(1992)
Perron (1997)	Perron(1997)-Model A	PERRON(1997)
LS (2004)-Model (A,B)	LS(2004)-Model C	LS(2004)
LS (2003)-Model (AA,CC)	LS(2003)-Model CC	LS(2003)
LP(1997)-Model	LP(1997)-Model (AA,BB)	Lumsdaine-Pappel(1997)
NP (2010)	NP(2010)-M2	Narayan-Popp(2009)
Enders-Granger(1998)	Enders-Granger(1998)	Enders-Granger(1998)
LNV(1998)	LNV(1998)-Model 1	LNV(1998)
Harvey-Milss(2002)	Harvey-Mills(2002)	Harvey-Milss(2002)
Kapetanios(2003)	Kapetanios (2003)-Case(1,2)	KSS(2003)
Sollis(2004)	Sollis (2004)-Model (2,3)	Sollis(2004)
Hu_Chen(2006)	Hu_Chen(2006)- Case(1,2,3)	Hu_Chen(2006)
Pascalau(2007)-Case(1)	Pascalau(2007)-Case(1,2)	Pascalau(2007)
Sollis (2009)-Case (2,3)	Sollis(2009)-Case(1,2)	Sollis (2009)
Kruse(2011)-Case(3)	Kruse(2011)-Case(1,2)	Kruse(2011) Case 2, Case 3
Kılıç(2011)	Kılıç(2011)-Case(1,2,3)	Kılıç(2011)-Case1, Case2
Cuestas-Garratt(2011)	Cuestas ve Garratt(2011)	Cuestas ve Garratt(2011)
Cuestas-Ordenez(2014)	Cuestass ve Ordenez (2014)	Cuestass ve Ordenez (2014)
Park-Shintani (2016)	Park Shintani(2016)	Park Shintani(2016)
FADF(2012)	FADF(2012)	FADF(2012)
FGLS (2012)	FKPSS(2006)	FKPSS(2006)
FKSS(2010)	FGLS(2012)	FGLS(2012)
	FKSS(2010)	FKSS(2010)

Tablo 3.40'ta görüldüğü üzere hem enflasyon hem de SAGP serisi için farklı model biçimlerinde durağan sonuçlar elde edilmektedir. Özellikle enflasyon serisinin FKPS ve doğrusal olmayan kırılmasız testlere göre ağırlıklı olarak durağan sonuçlar verdiği görülmektedir. SAGP serisi için de doğrusal kırılmalı ve doğrusal olmayan kırılmasız birim kök testlerine göre farklı model biçimlerinde durağan sonuçlar verdiği görülmektedir. Ayrıca SAGP1 serisi genel anlamda durağan-dışı bulunurken durğan sonuç veren birim kök testleri ve modelleri Philips-Perron (1988) sabitsiz/trendsiz, KPSS(1992) sabitli/trendli, Kruse(2011) case 1 ve Kılıç(2011) case 3 modellerine göre edurağan sonuçlar vermektedir. Tablo 3.40'ın devamında görüldüğü üzere doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testlerine göre, her üç makroekonomik seri de genel olarak durağan-dışı sonuç vermektedir.

3.4.5.Doğrusal Dışılık Test Sonuçları

Uygulanan doğrusal ve doğrusal olmayan kırılmasız ve kırılmalı birim kök testleri sonuçları ağırlıklı olarak her üç serinin (enflasyon, SAGP ve SAGP1) durağan dışı olduğunu ortaya koymaktadır. Buraya kadar yapılan analizler doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testlerinin durağanlığını sınarken doğrusal-dışılık birim kök testleri ise serilerin doğrusal olup olmamasına dair sınama yapmaktadır. Bu testlerde temel olarak serinin yapısına uygun birim kök testleriyle durağanlık sınımasının yapılmasına dayanmaktadır. Dolayısıyla ampirik olarak doğru sonuçlara ulaşabilmek için öncelikle ilgili serilerin doğrusallığı araştırılmalıdır.

Bu nedenle birim kök testleri uygulanmadan Enflasyon, SAGP ve SAGP1 serilerinin doğrusal olup olmadığının gösterilmesi için McLeod-Li, LR, Keenan ve Tsay testleri uygulanmaktadır. Tablo 3.41’de McLeod-Li (1993) doğrusallık test sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 3. 41: McLeod-Li (1993) Test Sonuçları

MCLEOD-LI TEST			
	ENFLASYON	SAGP	SAGP1
Test istatistiği	473.359	1.928.812	544.3021
P-olasılık Değeri	0	0	0
Gecikme (L)	10	13	10
Karar	Doğrusal değil	Doğrusal değil	Doğrusal değil

McLeod,-Li(1993) testi için elde edilen sonuçlara göre enflasyon serisi için test istatistik değeri 473,359’dır. İlgili istatistiğin p-olasılık değeri 0 olarak belirlendiği Tablo 3. 41’de görülmektedir. Burada doğrusal olmama sınavı için p-olasılık değeri 0,05’ten küçüktür. Yani sıfır hipotezi red edilmektedir. Diğer bir ifadeyle, enflasyon serisi doğrusal bir yapıda değildir. Aynı şekilde SAGP serisi için test istatistik değeri 1,928812 ve p-olasılık değeri 0’dır. Belirlenen olasılık değeri 0.05 değerinden küçük olduğundan dolayı SAGP serisi de doğrusal-dışı olarak belirlenmektedir. SAGP1 serisine ait test istatistik değeri 544,3021 ve “0” olasılık değeri 0,05 değerinden küçük olduğundan dolayı SAGP serisi gibi yıllık SAGP1 serisinin de doğrusal olmayan formda olduğu görülmektedir.

Aşağıdaki Tablo 3.42’de LR doğrusallık test sonuçlar gösterilmektedir.

Tablo 3. 42: Chang ve Tong (1990) LR Testi Sonuçları

LR TESTİ			
	ENFLASYON	SAGP	SAGP1
Test istatistiği	1.399.018	5.025.953	78.66272
P-olasılık Değeri	0.0172984	0.3320558	9.99200
	Doğrusal Değil	Doğrusal	Doğrusal

Tablo 3.42’de enflasyon serisi için LR testinin test istatistik değerinin 1,339018 ve p olasılık değerinin 0 olduğu görülmektedir. Olasılık değeri 0.05 değerinden küçük olduğundan dolayı enflasyon serisinin doğrusal olmadığı söylenebilir. SAGP serisi için elde edilen sonuçlarda test istatistik değeri 5,025953 ve p olasılık değeri 0,3320558 olarak belirlenmektedir. Buna göre olasılık değeri 0.05 değerinden büyük olduğundan SAGP serisinin doğrusal yapıda olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı yaklaşımla SAGP1 serisine ait test istatistik değeri 78,66272 ve olasılık değeri 9,999200 ve bu değer 0,05 değerinden büyük olduğundan dolayı serinin doğrusal formda olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.43’te Tsay doğrusallık test sonuçlar gösterilmektedir.

Tablo 3. 43: Tsay (1986) Test Sonuçları

TSAY TEST			
	ENFLASYON	SAGP	SAGP1
Test istatistiği	7.386	0.2402	50.970
P-olasılık Değeri	0.008734	0.8682	1.865
Gecikme (L)	1	2	1
Karar	Doğrusal Değil	Doğrusal	Doğrusal

Tablo 3.43’te enflasyon serisi için Tsay doğrusallık test istatistik değerinin 7.386 ve p olasılık değerinin 0,008734 olduğu görülmektedir. Olasılık değeri 0,05 değerinden küçük olduğundan enflasyon serisi doğrusal olmayan bir yapıdadır. SAGP serisi için olasılık değeri 0,05 değerinden büyük dolayısıyla SAGP serisi doğrusaldır denilebilir. Aynı şekilde SAGP1 serisine ait olasılık değeri 0,05 değerinden büyük olduğundan serinin doğrusal formda olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 3.44’te Keenan doğrusallık test sonuçlar gösterilmektedir.

Tablo 3. 44: Keenan (1985) Test Sonuçları

KEENAN TEST			
	ENFLASYON	SAGP	SAGP1
Test istatistiği	9.228.863	0.24486631	34.20353
P-olasılık Değeri	0.003614768	0.6187736	2.544737
Gecikme (L)	1	2	1
Karar	Doğrusal Değil	Doğrusal	Doğrusal

Tablo 3.40'ta Enflasyon serisi için Keenan testine ait sonuçlarda test istatistiği 9,228863 ve olasılık değeri 0,003614768 olduğu görülmektedir. Olasılık değeri 0,05'ten küçük olduğundan enflasyon serisi doğrusal olmayan bir yapıya sahiptir denilebilir. SAGP serisi aynı yaklaşımla incelendiğinde olasılık değeri 0,05 değerinden büyük olduğundan serinin doğrusal olduğu söylenebilir. Ayrıca SAGP1 serisinin olasılık değeri 0,05'ten büyük bu nedenle serinin doğrusal olduğundan bahsedilebilir.

Doğrusallık testlerine ait elde edilen bulgular her üç makroekonomik seri için incelendiğinde elde edilen sonuçlara göre enflasyon serisinin McLeod-Li(1983), Chang ve Tong (1990) LR, Keenan (1985) ve Tsay(1983) testleri için doğrusal olmayan bir yapıda olduğuna karar verilmektedir. Öte yandan McLeod-Li(1983) testine ait sonuca göre SAGP serisinin doğrusal olmayan formda olduğuna karar verilirken Chang ve Tong (1990) LR Testi, Tsay (1986) ve Keenan(1985) test sonucuna göre doğrusal olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı şekilde SAGP1 serisinin McLeod-Li(1983) testine göre doğrusal olmayan formda iken, Chang ve Tong (1990) LR, Keenan (1985) ve Tsay(1983) testlerine göre doğrusal formda olduğu bulgusuna varılmaktadır. Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde enflasyon serisinin doğrusal olmayan formda bir seri, SAGP ve SAGP1 serilerinin ise benzer olarak doğrusal formda olduğuna karar verilmektedir.

3.5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Makroekonomik zaman serileri kapsamında yapılan analizler genellikle serilerin durağan olmasına odaklanmaktadır. Teorik olarak durağan olan serilere yönelik yapılan analizlerle gelecek öngörülerini daha doğru ve tutarlı olmaktadır. Bu şekilde uygulanan birçok birim kök testine göre, elde edilen sonuçlar serilerin genel olarak birim köklü ve fark durağan olduğunu savunsa da son yıllarda yapılan çalışmalarda yapısal kırılmalı birim kök testlerine göre serilerin düzeyde durağan olduğu görüşü yaygındır. Buna göre serilerdeki değişimlerin modele dahil edilmesi durumunda seriler deterministik trend etrafında durağandır görüşü savunulmaktadır. Bunun yanı sıra yapısal kırılma testlerinin doğrusallık durumunda elde edilen test sonuçlarının da önemini ortaya koyan birim kök testleri de mevcuttur. Bu nedenle zaman serileri analizinde serilerin doğrusal ve doğrusal olmayan formunun yanı sıra yapısal kırılmalı ve yapısal kırılmasız birim kök testlerine göre de irdelenmesi önem arz etmektedir.

Çalışmada yapısal kırılmalı birim kök testlerinin literatürdeki gelişimi gözden geçirilerek doğrusallık varsayımı altında hem yapısal kırılmayı dikkate almayan hem de yapısal kırılmalıyı dikkate alan birim kök testleri için uygulamalar yapılmış ve bu testler arasındaki farklar bu kapsamda irdelenmiştir. Doğrusallık varsayımında ele alınan kırılmasız birim kök testleri ADF, Philips-Perron, KPSS, Ng-Perron ve ADF-GLS olarak yer verilmiştir. Bu şekilde birim kök testleri Türkiye için iki makroekonomik seri olan Enflasyon, aylık SAGP ve yıllık SAGP1 verilerine uygulanmıştır. Burada farklı serilerin yanı sıra aynı seriye ait farklı veri biçimiyle karşılaştırılmalı analiz yapılmıştır. Seriler için hiyerarşik yöntemle uygun model biçimine sırasıyla enflasyon için sabitsiz/trendsiz model, SAGP sabitli/trendli model ve SAGP1 için de sabitli/trendli modele karar verilmiştir. Buna göre hem enflasyon hem de SAGP serilerinin durağan-dışı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Doğrusallık varsayımında ele alınan ikinci gruptaki birim kök testleri yapısal kırılmalı birim kök testleridir. Bunlara çalışmada tek kırılmalı Zivot-Andrews (1992), Perron(1997), LS(2004) ve çok kırılmalı olarak LP(1997), LS(2003) ve Narayan-Popp(2009) birim kök testleri olarak yer verilmiştir. Birim kök testlerine ait elde edilen bulgular genellikle Enflasyon, SAGP ve SAGP1 serilerinin durağan-dışı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmada doğrusallık durumunun yapısal kırılmalı birim kök testleri üzerindeki etkisini incelemek için doğrusal olmayan yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök testlerine ait uygulama sonuçları karşılaştırılarak irdelenmiştir. Bu amaçla incelenen yapısal kırılmasız birim kök testleri seride görülen “keskin” ve “yumuşak” kırılmaların eşik otoregresif birim kök testleriyle modellenmesine dayanır. Buna göre elde edilen sonuçlar hem enflasyon hem de SAGP serilerinin genel olarak durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Çalışmanın devamında doğrusal olmayan yapısal kırılmalı birim kök testleri veya fourier birim kök testleri olarak bilinen birim kök testleri FKPSS, FADF, FGLS ve FKSS’ye yer verilmiştir. Elde edilen bulgulara göre enflasyon serisi sadece FKPSS testine göre durağan iken, diğer yapısal kırılmalı testler için her üç seri de durağan-dışı bulunmuştur.

Hem doğrusal hem de doğrusal olmamama varsayımında uygulanan birim kök testlerinin güvenilirliğini desteklemek amacıyla, doğrusal-dışılık testleri kullanılmaktadır. Buna göre seriye birim kök testleri uygulanmadan önce, doğrusal-dışılık testleri ile aslında uygun birim kök testlerine karar verilebilir. Çalışmada doğrusal olmama durumunun sınanması için Mc-Leod-Li, Keenan, Tsay ve Chang-Tong testlerine yer verilmiştir. Enflasyon, SAGP ve SAGP1 serilerine ait sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, enflasyon serisinin doğrusal olmayan, SAGP ve SAGP1 serilerinin de doğrusal formda olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla enflasyon serisine doğrusal ve doğrusal olmayan kırılmalı ve kırılmasız birim kök testlerine göre belirlenen sabitsiz/trendsiz modelde serinin genel olarak durağan-dışı bulunmasına rağmen, bu seriye en uygun birim kök testlerinin doğrusal olmayan birim kök testleri olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu testlerle yapılan analizlerden elde edilen bulguların enflasyon serisi için daha doğru sonuçlar olduğu düşünülmektedir. Aynı şekilde SAGP ve SAGP1 serileri için en uygun bulgular doğrusal birim kök testlerinden elde edilen sonuçlardır.

O halde elde edilen sonuçlardan doğrusal-dışılık testlerinin seriye uygun birim kök testlerinin belirlenmesi aşamasında kullanılmasının önemi açıkça ortaya çıkmaktadır. Burada ifade edilmek istenen herhangi bir seri birim kök testleriyle analiz edilmeden önce yapısal olarak doğrusal olup olmadığının belirlenmesi gerekir. Çünkü doğrusal olmayan bir seriye doğrusal birim kök testlerinin uygulanması hatalı sonuçlara sebep olacaktır.

Doğrusal olmayan birim kök testlerine göre genel anlamda enflasyon serisinin iktisadi olarak durağan-dışı olması ortalamaya dönme eğiliminde olmaması anlamına gelmektedir. Tüketici fiyat endeksine göre belirlenen enflasyondaki bu hareketlilik Türkiye için enflasyon oranının krizlerden kolayca etkilenebildiğini ve şokların etkisinin enflasyon üzerinde kalıcı olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla enflasyonda belli bir istikrar sağlanamadığını ortaya koymaktadır.

Enflasyon için hem ulusal hem de küresel çerçevede yapılan literatür araştırmasına göre birçok çalışma yer almaktadır. Bu çalışmalara göre enflasyon serisinin durağan-dışı olduğu ve enflasyon yakınsamasının olmadığı ortaya konulmaktadır. Dolayısıyla enflasyon sorununun ortadan kaldırılması ve ekonomide istikrarın sağlanabilmesi için uygulanacak politikalar önem arz etmektedir.

Satın Alma Gücü paritesinin reel efektif döviz kuru (aylık v yıllık) ile belirlendiğinden döviz kurunun ve buna bağlı olarak ulusal paranın değerinin de belirlenmesinde önemli bir kıstastır. Reel döviz kurunun durağan-dışı olması parasal politikalarının güvenilirliği aşamasında önem arz etmektedir. Genel anlamda bakıldığında da satın alma gücü paritesi ülkelerin gelişmişlik seviyesini gösterebilen bir kavramdır. Dolayısıyla Türkiye için SAGP serisinin iktisadi olarak durağan-dışı bulunması ve serinin belli bir ortalamaya sahip olmaması, SAGP hipotezinin uygulanmasının önünde büyük bir engeldir. Dolayısıyla durağan-dışılık durumu Türkiye için SAGP hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir. Ayrıca bu durum Türkiye’de döviz kurunda hareketliliğinin fazla olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla SAGP hipotezi temel alınarak yapılacak herhangi bir para politikası Türkiye’de etkili bir sonuç vermeyecektir. Bu nedenle SAGP hipotezinin ülkemiz için geçerliliğinin sağlanması uygulanan ekonomi politikalarında döviz kuru istikrarının sağlanması amaçlanmalıdır. SAGP hipotezi için yapılan literatür çalışmasına göre hipotezin söz konusu ülkeler için genel olarak geçersiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmanın literatürden farkına bakıldığında makroekonomik serilere birim kök testleri tüm modellere göre değil ardışık süreç yaklaşımıyla uygun model belirlenerek değerlendirilmektedir. Bu çalışmada ayrıca doğrusal yapısal kırılma testleri için kırılma sayısının belirlenmesinde kukla değişken(ler)in anlamlılığı dikkate alınmaktadır.

Buna ek olarak birim kök testlerinin doğrusal ve doğrusal olmayan formda incelenmesi ve bu incelemeler doğrultusunda teorik yapının analiz sonuçlarıyla desteklenmesi bakımından da önemlidir. Literatürde sıkça analiz edilen enflasyon ve SAGP serilerine ait çalışmalarda süreçsel yaklaşım incelenerek eksiklikler belirlenmiş ve serilere uygun model biçimi ve doğrusal-dışılık testleriyle uygun birim kök testlerinin uygulanmasının önemine değinilmiştir. SAGP serisine ait verilerin aylık ve yıllık bazda ele alınması ve bu serilere ait elde edilen birim kök testlerine ait sonuçların karşılaştırmalı olarak analiz edilmesi açısından da önemlidir. Yanı sıra hem enflasyon hem de SAGP serileri için elde edilen bulgular ele alınan dönem için iktisadi sonuçlarla yorumlanarak desteklenmektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- ANORUO Emmanuel, MURTHY Vasudeva N.R., “Testing nonlinear inflation convergence for the monetary community” *International Journal Of Economics And Financial Issues*, vol.4, Iss.1, 2014, pp.1-7.
- ARIZE Augustine C., MALINDRETOS John, “Nonstationarity and nonlinearity inflation rate: Some further Evidence”, *International Review of Economics & Finance*, Vol.24, 2012, pp.224-234
- AYDIN Mücahit, “ Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi Geçerliliğinin Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: Türkiye Örneği” *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, S.30, 2019, ss.35-48.
- BAYAT Tayfur, *Türkiye’de Döviz Kuru ve Nispi Fiyat DEğişkenliği: Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi*, (Yüksek Lisans Tezi), Malatya: İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2011.
- BECKER R., ENDERS W., LEE J., “A Stationarity Test in Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks”, *Journal of Time Series Analysis*, vol.27, Issue 3, 2006, pp.381-409.
- BEKTAMUR Fatma İdil, “DOĞRUSAL OLMAYAN MODELLER: TÜRKİYE İÇİN ENFLASYONUN STAR MODELLEMESİ,” *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, C.56, S.648, 2019, ss.181-195.
- CAN Aycan, *Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliğinin Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği*, (Yüksek Lisans Tezi), Zonguldak: Zonguldak Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019.
- CHAN K.S., TONG H., “On Likelihood Ratio Tests for Threshold Autoregression”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B.*, vol.52, No.3, 1990, pp.469-470.
- CHANG Tsangyao, RANJBAR Ornid, TANG D.P., “Revisiting the mean reversion of inflation rates for 22 OECD countries” *Economic Modelling*, Vol.30, Issue 1, 2013, pp.245-252.
- CHEN J. Hu, Z., “A unit root test against globally stationary ESTAR models when local condition is non-stationary” *Economic Letters*, vol.146, 2016, pp.89-94.
- CHRISTOPOULOS D.K., LEON-LEDESMA M.A., “Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.29, Issue 6, 2010, pp.1076-1093.
- CUESTAS J.Carlos CUESTAS, GARRATT Dean, “Is real GDP per capita a stationary process? Smooth transitions, nonlinear trends and unit root testing” *Empirical Economics*, vol.41, Issue 3, 2011, pp.555-563.
- CUESTAS J.C., ORDONEZ J., “Smooth Transitions, Asymmetric Adjustment and Unit Roots”, *Applied Econometrics Letters*, vol.21, Issue 14, 2014, pp.967-972.

- DEMİR İrfan, SİVRİ Uğur,” Enflasyon Direncinin Yapısal Kırımlar Dikkate Alınarak Ototegresif Modelleme İle Analiz Edilmesi: Türkiye Örneği”, *Ekev Akademi Dergisi*, Y.23, S.79, 2019, ss.255-275.
- DESTEK Mehmet A., OKUMUŞ İlyas,” Satın Alma Gücü Hipotezi Geçerliliğinin Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: OECD Ülkeleri Örneği” *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, C.15, S.1, 2016, ss.73-87.
- DİLİŞEN Başar, *Yapısal Kırılma Durumunda Geliştirilen Birim Kök Testleri ve Uygulaması*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2007.
- DOĞANLAR Murat, MİKE Faruk & KIZILKAYA Oktay, “Testing the long-run PPP for Turkey: new evidence from the Fourier quantile uni root test” *Applied Economics Letters*, Vol.27, Issue 9, 2019, pp.729-735.
- ELLIOT G., ROTHENBERG T.J., STOCK J.H., “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, vol.64, No.4, 1996, pp.813-836.
- ELMA Çiğdem Aysin, *Yapısal Kırımlar Altında Birim Kök Testleri ve Eşbütünleşme Analizi: Para Talebi İstikrarı*, (Yüksek Lisans Tezi), Ankara: Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2007.
- ENDERS Walter, *Applied Econometric Time Series*, Fourth Edit., Newyork: Wiley & Sons, 2009.
- ENDERS W., GRANGER C.W.J., “Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Business&Economic Statistics*, vol.16, No.3, 1998, pp.304-311.
- ENDERS W., LEE J., “The Flexible Fourier from and Dickey-Fuller type unit root test”, *Economics Letters*, vol.117, Issue 1, 2012, pp.196-199.
- ESENYEL N.Melis “ Türkiye’de Enerji Yakınsama Hipotezinin Sınanması: Yapısal Kırımlı Birim Kök Analizi”, *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, C.6, S.3, 2017, p. 42-52.
- GEREK Sevgi, KARABACAK Mustafa, “Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı İle Türkiye’de Reel Döviz Kuru Yanlış Dengelenmesinin Belirlenmesi: Yapısal Kırımlı ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri İle Bir Analiz”, *Journal of Life Economics*, C.4, No.1, 2017, ss.1-24.
- GIANNELLIS Nikolaos, “ Asymmetric behaviour of inflation differentials in the euro area: Evidence from a thersold unit root test”, *Research İn Economics*, Vol.67, Issue 2, 2013, pp.133-144.
- GLYNN J., PERARA N., VERMA R.,” Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications”, *Revista De Metodos Cuantitativos Para La Economia Y La Empresa*, vol.3, 2007, pp.63-79.
- GÖK, Akın *Enflasyon Belirsizliğinin Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği*, (Yüksek Lisans Tezi), Uşak: Uşak Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019.
- GUJARATI D.N., *Basic Econometrics*, Fourth Edit.,Newyork: McGraw-Hill, 2004.
- GUJARATI D.N, PORTER D.C., *Basic Econometrics*, Fifth Edit., Newyork: McGraw-Hill, 2009.

- GÜRİŞ Burak, *R Uygulamalı Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi*, 1.b., İstanbul: Der Yayınevi, 2020.
- GÜRİŞ Burak, TIRAŞLIOĞLU Burcu Y., TIRAŞLIOĞLU Muhammed, “ Türkiye’de Satın Alma Gücü Paritesi Geçerli mi?: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri “ *Sosyal Bilimler Dergisi* , C.5, S.4, 2016, ss.30-42.
- GÜRİŞ Burak, YAŞGÜL Yaşar Serhat, TIRAŞLIOĞLU Muhammed, “E7 Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri İle Analizi”, *İstanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, C.4, S.2, 2017, ss.33-46.
- GÜRİŞ Selahattin, ÇAĞLAYAN Ebru, BÜLBÜL Hoşeng, “ Enflasyon Yakınsamasının Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: Kırılgan Beşli Örneği”, *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, C.9, S.3, 2020, ss.85-92.
- GREGORIOU Andros, KONTONİKAS Alexandros “Inflation Targeting and the Stationarity of Inflation: New Results from an ESTAR Unit Root Test”, *Bulletin of Economics Research*, Vol.58, Iss.4, 2006, pp.309-322.
- HEPSAĞ Aycan, “Inflation convergence among the next eleven economies: Evidence from asymmetric nonlinear unit root test”, *Theoretical and Applied Economics*, xxiv, Vol.4, Iss.613, 2017, pp.43-52.
- HARVEY David I. , MILLS Terence C., “ Unit roots and double smooth transitions”, *Journal of Applied Statistics* , Vol.29, Issue 5, 2002, s.675-683.
- İŞLEK Hüseyin, *Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Birim Kök Testleri: Başlıca Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Bir Uygulama* ,(Yüksek Lisans Tezi), Erzurum: Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2017.
- İZOLLUOĞLU Cemile, *Zaman Serisi Birim Kök Testleri ve Bir Uygulama*, (Yüksek Lisans Tezi), Malatya: İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019.
- KAPETANIOS G., SHİN Y., SNELL A., “Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework” *Journal of Econometrics*, Vol.112, Issue 2, 2003, pp.359-379.
- KARAASLAN İlknur, *Yapısal Değişime İzin Veren Birim Kök Testleri ile Gelişmekte olan Yedi Ülkenin Reel Döviz Kurlarının Analizi*,(Yüksek Lisans Tezi), Sakarya: Sakarya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2018.
- KAYA Ebru, *Zaman Serileri Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ile Savunma Sanayi Verileri Üzerine Bir Uygulama*,(Yüksek Lisans Tezi), Karaman: Karamanoğlu Mehmet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019.
- KEENAN D., “A Tukey Nonadditivity-Type Test for Time Series Nonlinearity”, *Biometrika*, vol.72, No.1, 1985, pp.39-44.
- KILIÇ Rehim, “Testing for a unit root in a stationary ESTAR process”, *Econometrics Reviews*, vol.30, Issue 3, 2011, pp.274-302.
- KIZILKAYA Oktay, MİKE Faruk, “Reel Döviz Kurlarının Fourier Durağanlık Analizi İle Test Edilmesi” , *Yaşar Üniversitesi Dergisi*, C.14, S.53, 2019, ss.21-30.

- KOLLER W., FISCHER Manfred M.,” Testin for Non-Linear Dependence in Univariate Series An Empirical Investigation of the Austrian Unemployment Rate” *Networks and Spatial Economics*, vol.2, No. 2, 2002, pp.191-209.
- KÖKTÜRK, URAL Onur Mert,” Fourier Birim Kök Testleri ile Satın alma gücü paritesinin Türkiye için Geçerliliğinin Analizi” *Business Management Studies An International Journal*, C.7, No.2, 2019, ss.877-890.
- KRUSE R., “A new unit root test against ESTAR based on class of modified statistics “ *Statistical Papers*, vol.52, Issue 1, No.398, 2011, pp.71-85.
- LEE Junsoo ve STRAZIČIČH Mark C., “Break Point Estimation and Spurious Rejections With Endogenous Unit Root Tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.63, Issue 5, 2001, pp.535-558.
- LEE Junsoo and STRAZIČIČH Mark,”Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks” *Review of Economics and Statistics*, vol.85, No.4, 2003, pp.1082-1089.
- LEE Junsoo and STRAZIČIČH Mark, “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break”, *Economics Bulletin*, vol.33, Issue 4, 2004, pp.2483-2492.
- LEYBOURNE S.J., NEWBOLD P., VOUGAS D., “Unit Roots and Smooth Transitions”, *Journal of Time Series Analysis*, vol.19, Issue 1, 2001, pp. 83-97.
- LIBANIO Gilberto A.,” Unit Roots İn Macroeconomic Time Series: Theory, İmplications, And Evidence”, *Nova Economia*, vol.15, No.3, 2005, pp.145-176.
- LİN Su-Yuan, CHANG Horng-jinh & CHANG Tsangyao, “ Revisiting purchasing power parity for nine transition countries: a Fourier stationary test”, *Past-Communist Economies*, Vol.23, Issue 2, 2011, pp.191-201.
- MADDALA G.S. ve KİM In-Mo, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge: Cambridge University Press, 2018.
- NARAYAN P.K ve POPP S.“A New Unit Root Test With Two Structural Breaks İn Level And Slope An Unknown Time”, *Journal Of Applied Statistics*, vol.37, Issue 9, 2010, pp.1425-1438.
- ÖZDAMARLAR Döne, *Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi: Doğrusal Olmayan Panel Birim Kök Testlerinden Yeni Bir Kanıt*, (Yüksek Lisans Tezi), Ankara: Çankaya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2014.
- ÖZER Mustafa O.,” Türkiye’de Enflasyon Ve İşsizlik Oranları Arasında Uzun Dönemli İlişkinin Analizi: Philips Eğrisine Fourier Yaklaşımı”, *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, S.39, 2019, ss.179-192.
- PAKKO Micheal R., POLLARD Patricia S., “Burgernomics: A Big Mac™ Guide to Purchasing Power Parity”, *Federal Reserve Bank ST. Louise Review*, Vol.85, No.6, 2003, pp. 9-28.
- PARK Joen Y., SHINTANI, M. “Testing for a Unit Root against Transitional Autoregressive Models”, *International Economic Review*, vol.52, Issue 7, 2016, pp.635-663.
- PERRON P.“The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, vol.57, No.6, 1989, pp.1361-1401.

- PERRON P. ve NG S., “Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties”, *The Review of Economic Studies*, vol.63, No.3, 1996, pp.435-463.
- PHILIPS P.C.B.ve PERRON P., “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, vol.75, No.2, 1988, pp.335-346.
- RODRIGUES Paulo M.M., TAYLOR M.Robert, “The Flexible Fourier From and Local Generalised Least Squares De-Trended Unit Root Test”, *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, vol.74, Issue 5, 2012, pp.736--759.
- ROGOF Kenneth, “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, Vol.34, No. 2, 1996, pp.648-649.
- SEVÜKTEKİN Mustafa, ÇINAR Mehmet, *Ekonometrik zaman serileri analizi: EViews Uygulamalı*, 4.b., Ankara: Dora Yayıncılık, 2014.
- SHIN Yangcheol, SCHMİDT Peter, “The KPSS Stationary test as a Unit Root Test”, *Economics Letters*, vol.38, Issue 4, 1992, pp.378-392.
- SHRESTHA M.B. and Chowdhury K., “A Sequential Procedure for Testing Unit Roots in the Presence of Structural Break in Time Series Data: An Application to Quarterly Data of Nepal, 1970-2003”, *International Journal of Econometrics and Quantitative Studies*, vol.2, 2, 2005, pp.31-46.
- SOLLIS R., “Asymmetric and Smooth Transitions: A Combination of Some Unit Root Tests” *Journal of Time Series Analysis*, vol. 25, Issue 3, 2004, pp.409-417.
- SOLLIS Robert, “A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with application to real exchange rates in Nordic countries”, *Economic Modelling*, vol.26, Issue 1, 2009, pp.118-125.
- SU Chi-We, TSANGYHAO Chang, CHANG Hsu-Ling ,“Purshasing power parity of fifteen Latin American countries: Stationarity test with a Fourier function”, *International Review of Economics & Finance*, vol.20, Issue 4, 2011, pp.839-845.
- SURESH K.G, SHYJALAN C.S. “ Structural Breaks and Unit Roots in Indian Macroeconomic Variables”, *Theoretical and Applied Economics*, vol.XXII., No.4(406), 2015, pp.145-150.
- TIRAŞLIOĞLU Muhammed, YURTTAGÜLER İpek M.,” BRICS Ülkelerinde Enflasyon Yakınsaması: Kapsamlı Birim Kök Testi Analizi”, *Alphanumeric Journal*, C.6, S.2, 2018, ss.312-324.
- TOPYILDIZ, Nuriye *Doğrusal Olmayan Modellerle Türkiye’de Turizm Sektörünün Yakınsama Hipotezinin Sınanması*, (Yüksek Lisans Tezi), Ankara: Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2019.
- TSAY, R. S. “Nonlinearity Test for Time Series”, *Biometrika*, vol.73, No.2, 1986, pp.461-466.
- TUTGUN Seyhun,” Fiyatlama Davranışlarındaki Şoklar Geçici mi? Kalıcı mı? Doğrusal ve Fourier Birim Kök Testlerinden Kanıtlar”, *Uluslararası Ticaret Ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, C.4, S.2, 2020, ss.80-86.

- VASCONCELOS Claudio R. T., JUNIOR Luiz A.Lima, “ Validity of purchasing power parity for selected Latin American Countries: Linear and non-linear unit root tests” *Economia*, Vol.17, Issue 1, 2016, pp.114-125.
- YILANCI Veli, ERİŞ Zehra Ayça, “Purchasing Power Parity in African Countries: Further Evidence from Fourier Unit Root Tests Based on Linear and Nonlinear Models” *South African Journal of Economics*, vol.8, Issue 1, 2013, pp.20-34.
- YILDIRIM Burcu, *Yapısal Durumunda Birim Kök Testleri ve Gelir Yakınsaması Analizi: Avrupa Birliğine Üye ve Aday Ülkeler İçin*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2010.
- YILDIRIM, Selim, YILDIRIM Zekeriya, “Reel Efektif Döviz Kuru Üzerinde Kırılmalı Birim Kök Testleri ile Türkiye Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliğinin Sınanması”, *Marmara üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, C.33, S.2, 2012, ss.221-238.
- YÜCESAN Mesut,”Fourier Tipi Birim Kök Testleri ile Türkiye Ekonomisinde Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: (1980:M1-2019:M9)”, *Yönetim Bilimleri Dergisi*, C.19, S.39, 2020, ss.43-62.
- ZHOU Su, “Nonlinearity and stationarity of inflation rates: evidence from the euro-zone countries” *Applied Economics*, Vol.45, Iss.7, 2013, pp.849-856.
- ZİVOT Eric & ANDREWS D.W.K., “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.10, No.3, 1992, pp.251-270.

Diğer Kaynaklar:

- BISAGLIA L., GEROLIMETTO M., “Testing for (non)linearity in economic time series: a Monte Carlo comparison”, *Working Paper Series University of Padua*, No.3, 2014, <https://core.ac.uk/download/pdf/31144416.pdf> , (05.05.2021).
- BOYLE J. Michealin, , What is the Purchasing Power Parity (PPP)?, *Macroeconomics*, <https://www.investopedia.com/updates/purchasing-power-parity-ppp/> (25.03.2021).
- BYRNE Joseph P., PERMAN Roger,” Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the Literature”, 2006, <https://www.researchgate.net>, (24.07.2014).
- DORNBUSCH Rudiger, “Purchasing Power Parity”, *National Bureau Economic Research*, No.w1591 1985, www.nber.org/system/files/working_papers/ (01.03.1985).
- EĞİLMEZ Mahfi, “Enflasyon Nedir, Nasıl Ölçülür?” *Kendime Yazılar*, 2009, <https://www.mahfiegilmez.com> , (04.02.2012).
- OlaOluwa S.Yaya, Ahamuefula E. Ogbama, Ngozi V. Ato, “Are inflation rates in OECD countries actually stationary during 2011-2018? Evidence based on Fourier Nonlinear Unit root test with Break”, *University Library of Munich, MPRA Paper* No.93937, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/93937/1>, (16.05.2019).