



**YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN
BİRİM KÖK TESTLERİ: BAŞLICA MAKRO
İKTİSADİ DEĞİŞKENLER ÜZERİNE
BİR UYGULAMA**

Hüseyin İŞLEK

**Yüksek Lisans Tezi
Ekonometri Anabilim Dalı
Yrd. Doç. Dr. Zafer KARTAL
2017
Her Hakkı Saklıdır**

T.C
ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

Hüseyin İŞLEK

**YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK
TESTLERİ: BAŞLICA MAKRO İKTİSADİ DEĞİŞKENLER
ÜZERİNE BİR UYGULAMA**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

TEZ YÖNETİCİSİ
Yrd. Doç. Dr. Zafer KARTAL

ERZURUM - 2017



T.C.
ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
TEZ BEYAN FORMU



20/04/2017

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

BİLDİRİM

Atatürk Üniversitesi Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Uygulama Esaslarının ilgili maddelerine göre hazırlamış olduğum "YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ: BAŞLICA MAKRO İKTİSADİ DEĞİŞKENLER ÜZERİNE BİR UYGULAMA" adlı tezin/raporun tamamen kendi çalışmam olduğunu ve her alıntıya kaynak gösterdiğimi taahhüt eder, tezimin/raporumun kâğıt ve elektronik kopyalarının Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü arşivlerinde aşağıda belirttiğim koşullarda saklanmasına izin verdiğimi onaylarım:

Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Uygulama Esaslarının ilgili maddeleri uyarınca gereğinin yapılmasını arz ederim.

- Tezimin/Raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.
- Tezim/Raporum sadece Atatürk Üniversitesi yerleşkelerinden erişime açılabilir.
- Tezimin/Raporumun 2. yıl süreyle erişime açılmasını istemiyorum. Bu sürenin sonunda uzatma için başvuruda bulunmadığım takdirde, tezimin/raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.

20/04/2017

Hüseyin İŞLEK



T.C.
ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



TEZ KABUL TUTANAĞI

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

Yrd. Doç. Dr. Zafer KARTAL'ın danışmanlığında, Hüseyin İŞLEK tarafından hazırlanan bu çalışma 20/04/2017 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından. Ekonometri Anabilim Dalı'nda Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Prof. Dr. M. Sinan TEMURLenk

İmza:

Jüri Üyesi : Yrd. Doç. Dr. Zafer KARTAL

İmza:

Jüri Üyesi : Yrd. Doç. Dr. Celil AYDIN

İmza:

Yukarıdaki imzalar adı geçen öğretim üyelerine aittir. / /

Prof. Dr. Mehmet TÖRENEK
Enstitü Müdürü

F-85/01/21.10.2016

İÇİNDEKİLER

ÖZET	III
ABSTRACT	IV
KISALTMALAR DİZİNİ	V
TABLOLAR DİZİNİ	VI
ŞEKİLLER DİZİNİ	VII
ÖNSÖZ	VIII
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ ANALİZLERİNDE DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK TESTLERİ

1.1. ZAMAN SERİLERİ ANALİZLERİNDE DURAĞANLIĞIN ÖNEMİ	3
1.2. GELENEKSEL BİRİM KÖK TESTLERİ	4
1.2.1. Dickey-Fuller (1979) Testi	4
1.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi.....	6
1.2.3. Phillips-Perron (1988) Testi	8
1.2.4. Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin (1992) Testi	11

İKİNCİ BÖLÜM

YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1. YAPISAL KIRILMALAR VE ETKİLERİ	13
2.2. BİR KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ	14
2.2.1. Perron (1989) Testi.....	14
2.2.2. Zivot-Andrews (1992) Testi	19
2.3. İKİ KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ	21
2.3.1. Lumsdaine-Papell (1992) Testi	21
2.3.2. Lee-Strazicich (2003) Testi	24
2.4. İKİDEN FAZLA KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ	27
2.4.1. Kapetanios (2005) Testi	27
2.4.2. Carrion-i Silvestre, Kim ve Perron (2009) Testi	32

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

BAŞLICA MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNE UYGULAMA

3.1. LİTERATÜR TARAMASI	37
3.2. MODEL VE VERİ SETİ	43
3.3. YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİNİN UYGULANMASI.....	46
3.4. YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİNİN UYGULANMASI	48
3.4.1. Zivot-Andrews (1992) Testinin Uygulanması	48
3.4.2. Lumsdaine-Papell (1997) Testinin Uygulanması.....	50
3.4.3. Lee-Strazicich (2003) Testinin Uygulanması.....	52
3.4.4. Kapetanios (2005) Testinin Uygulanması	54
3.4.5. Carrion-i Silvestre vd. (2009) Testinin Uygulanması	56
3.4.6. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Testlerin Karşılaştırmalı Olarak Değerlendirilmesi	59
SONUÇ.....	63
KAYNAKÇA	66
EKLER.....	73
EK 1.....	73
ÖZGEÇMİŞ.....	75

ÖZET**YÜKSEK LİSANS TEZİ****YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ:
BAŞLICA MAKRO İKTİSADİ DEĞİŞKENLER ÜZERİNE BİR
UYGULAMA****Hüseyin İŞLEK****Tez Danışmanı: Yrd. Doç. Dr. Zafer KARTAL****2017, 75 sayfa****Jüri: Yrd. Doç. Dr. Zafer KARTAL (Danışman)
Prof. Dr. M. Sinan TEMURLENK
Yrd. Doç. Dr. Celil AYDIN**

Zaman serileri analizlerinde değişkenler arasında anlamlı ilişkilerin elde edilmesi, serilerin durağan olmasına bağlıdır. Bu nedenle analizlerde kullanılan serilerin durağan olup olmadıklarının birim kök testleri ile incelenmesi gerekmektedir. Ancak geleneksel birim kök testlerinde karşılaşılan genel sorun yapısal kırılmaların dikkate alınmamasıdır. Hâlbuki iktisadi zaman serilerinin kriz dönemleri, yapısal reformlar, siyasi bunalımlar vb. nedenlerle yapısal kırılmalara maruz kalması olası bir durumdur. Yapısal kırılmaların olduğu bir zaman serisinde geleneksel birim kök testleri sapmalı sonuçlar verebilmektedir. Bu amaçla çalışmada Türkiye'ye ilişkin başlıca iktisadi değişkenlerin aylık ve yıllık verileri kullanılarak serilerin durağan olup olmadıkları yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri ile test edilmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri genel olarak birim kök sıfır hipotezini reddetme yönünde daha fazla kanıt sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Yapısal Kırılmalar, Birim Kök, Durağanlık

ABSTRACT**MASTER THESIS****THE UNIT ROOT TESTS THAT TAKE STRUCTURAL BREAKS INTO
CONSIDERATION: AN APPLICATION ON MAIN MACROECONOMIC
VARIABLES****Hüseyin İŞLEK****Advisor: Asst. Prof. Dr. Zafer KARTAL****2017, 75 Pages****Jury: Asst. Prof. Dr. Zafer KARTAL (Advisor)
Prof. Dr. M. Sinan TEMURLENK
Asst. Prof. Dr. Celil AYDIN**

Obtaining meaningful relationships between variables in time series analysis depends on stationarity of the series. Therefore, whether the series used in the analyzes are stationary or not should be examined with unit root tests. However, the main problem encountered in traditional unit root tests is that structural breaks are not taken into account. However, the exposure of economic time series to structural breaks is a possible situation in crisis periods, structural reforms, and political crisis and so on. In a time series with structural breaks, the traditional unit root tests can give biased results. For this purpose, in this study, whether the monthly and annual data of the main economic variable of Turkey are stationary or not were tested with the unit root tests that considered structural breaks. According to the results of the study, the unit root tests that consider structural breaks generally provide more evidence for rejecting the unit root null hypothesis.

Keywords: Structural Breaks, Unit Root, Stationarity

KISALTMALAR DİZİNİ

ADF	: Augmented Dickey-Fuller
AİC	: Akaike Bilgi Kriteri
AR	: Otoregresif Süreçler
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreçleri
BİC	: Bayes Bilgi Kriteri
BİST100	: Borsa İstanbul 100 Endeksi
DF	: Dickey-Fuller
GDP	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
GLS	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GNI	: Gayri Safi Milli Hasıla
GSMH	: Gayri Safi Milli Hasıla
İTO	: İstanbul Ticaret Odası
KBGSYİH	: Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla
KPSS	: Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin
OECD	: Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
PP	: Philips-Perron
SAGP	: Satın Alma Gücü Paritesi
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TEFE	: Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
TÜFE	: Tüketici Fiyat Endeksi
vd.	: Ve Diğerleri

TABLOLAR DİZİNİ

Tablo 3.1. Uygulamada Kullanılan Değişkenler	43
Tablo 3.2. Aylık Değişkenlere İlişkin Geleneksel Birim Kök Test Sonuçları	47
Tablo 3.3. Yıllık Değişkenlere İlişkin Geleneksel Birim Kök Test Sonuçları.....	48
Tablo 3.4. Aylık Değişkenlere İlişkin Zivot-Andrews Test Sonuçları.....	49
Tablo 3.5. Yıllık Değişkenlere İlişkin Zivot-Andrews Test Sonuçları	50
Tablo 3.6. Aylık Değişkenlere İlişkin Lumsdaine-Papell Test Sonuçları.....	51
Tablo 3.7. Yıllık Değişkenlere İlişkin Lumsdaine-Papell Test Sonuçları.....	52
Tablo 3.8. Aylık Değişkenlere İlişkin Lee-Strazicich Test Sonuçları.....	53
Tablo 3.9. Yıllık Değişkenlere İlişkin Lee-Strazicich Test Sonuçları	54
Tablo 3.10. Aylık Değişkenlere İlişkin Kapetanos Test Sonuçları	55
Tablo 3.11. Yıllık Değişkenlere İlişkin Kapetanos Test Sonuçları.....	56
Tablo 3.12. Aylık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model A Test Sonuçları	57
Tablo 3.13. Yıllık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model A Test Sonuçları	57
Tablo 3.14. Aylık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model C Test Sonuçları	58
Tablo 3.15. Yıllık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model C Test Sonuçları	59
Tablo 3.16. Yapısal kırılmaları Dikkate alan Testlerin A Modellerinin Özet Sonuçları	60
Tablo 3.17. Yapısal kırılmaları Dikkate alan Testlerin C Modellerinin Özet Sonuçları	61

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 3.1. Yıllık Değişkenlere İlişkin Grafik Gösterimi	44
Şekil 3.2. Aylık Değişkenlere İlişkin Grafik Gösterimi	45



ÖNSÖZ

Bu tez çalışması süresince değerli bilgi ve desteklerini hiçbir zaman esirgemeyen hocalarım Prof. Dr. M. Sinan TEMURLenk ve Yrd. Doç. Dr. Zafer KARTAL'a teşekkürlerimi sunarım.

Ayrıca tez çalışmama önemli katkılar sağlama imkânı elde ettiğim ekonometri yaz seminerlerini icra eden Sakarya Üniversitesi Finansal Ekonometri Bölüm Başkanı Doç. Dr. Veli YILANCI ve İnönü Üniversitesi Ekonometri ABD Başkanı Doç. Dr. Fatma ZEREN hocalarıma teşekkürü bir borç bilirim.

Erzurum-2017

Hüseyin İŞLEK



GİRİŞ

Zaman serileri, ortalamadan sapma durumlarına göre durağan ya da durağan olmayan zaman serileri olarak ikiye ayrılmaktadır. İstatistiksel çıkarımlarda bulunmak için zaman serilerinin durağanlığı oldukça önemlidir (Akdi, 2010: 2-3). Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon sonuçları gerçekte anlamlı bir ilişki olmadığı halde seriler arasındaki güçlü trend ilişkisinden dolayı anlamlı bir ilişki varmış gibi görünebilmekte ve sahte regresyon sorununa yol açabilmektedir. Bu nedenle zaman serileri analizlerinde serilerin durağanlığı önemli bir varsayımdır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 51).

Zaman serilerinin durağan olmamasının önemli bir sebebi de yapısal kırılmalardır. Yapısal kırılmaların nedenleri çok çeşitli olabilmektedir. Ekonomide meydana gelen politika değişiklikleri, siyasi konjonktür, sosyal değişimler, küresel krizler ve savaşlar gibi çeşitli nedenler yapısal kırılmalara yol açmaktadır. Yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan çalışmalar, deterministik trend etrafında durağan olan serilerin birim köklü olması yönünde, yani stokastik trende sahip olduğu sonucunu verme eğilimindedir (İğde, 2010: 24).

Bu çalışmada literatürde yer alan ancak iktisadi analizlerde fazla yer bulmayan beş kırılmayı dikkate alan birim kök testlerine yer verilmektedir. Türkiye’de sıklıkla yaşanan kriz dönemleri ve yapısal değişiklikler bir ya da iki kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin önemini azaltmaktadır. Bu nedenle beş kırılmalı birim kök testlerinin uygulanması etkin ve tutarlı analizler yapılması adına önem arz etmektedir. Bu çalışmada kişi başına GSYİH, tüketici fiyatlarıyla enflasyon oranı, sabit sermaye yatırımları (% GDP), dış borç stoku (% GNI), işsizlik oranı ve mevduat faiz oranı yıllık seriler olarak kullanılmış olup ithalat, ihracat, döviz kuru, BIST100, TEFE ve reeskont oranı değişkenleri ise aylık seriler olarak kullanılmaktadır. Literatürde daha önce yapılmış çalışmalar incelendiğinde bir ya da iki kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin ağırlıklı olarak kullanıldığı görülmektedir. Bu nedenle bu çalışmada, değişkenler beş kırılmayı dikkate alan birim kök testleri ile test edilip, değişkenlerin trend durağan bir sürece mi yoksa fark durağan bir sürece mi sahip olduğunu belirleyebilmek açısından literatüre katkı sağlanması amaçlanmaktadır.

Bu çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde durağanlık kavramından bahsedilmekte ve geleneksel birim kök testlerinden olan Dickey-Fuller (1979), Augmented Dickey-Fuller (1981), Phillips-Perron (1988) birim kök testleri ve Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin (1992) durağanlık testi teorik olarak açıklanmaya çalışılmaktadır. İkinci bölümde yapısal kırılmanın öneminden bahsedilerek yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri teorik olarak açıklanmaya çalışılmaktadır. Bu testler tek kırılmayı dikkate alan Perron (1989) testi ve Zivot-Andrews (1992) testi; iki kırılmayı dikkate alan Lumsdaine-Papell (1992) testi ve Lee-Strazicich (2003) testi; beş kırılmaya kadar dikkate alan Kapetanios (2005) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testlerinden oluşmaktadır. Üçüncü bölümde ise belirtilen makro iktisadi değişkenler ile bir uygulama yapılmıştır. Bu uygulamalar için EViews, WinRATS, Gauss ve Matlab paket programları kullanılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ ANALİZLERİNDE DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK TESTLERİ

1.1. ZAMAN SERİLERİ ANALİZLERİNDE DURAĞANLIĞIN ÖNEMİ

Durağanlık, bir zaman serisinin ortalamasının ve varyansının zaman içinde sabit olduğu ve iki dönem arasındaki ortak varyansının hesaplandığı döneme değil iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç olarak tanımlanmaktadır (Gujarati, 2006: 713). Bu tanımlama zayıf durağan süreç olarak ifade edilmektedir. Durağanlık ikiye ayrılır: Kesin durağanlık ve zayıf (kovaryans) durağanlık. Kesin durağan süreç, zayıf durağan sürecin koşullarını sağlamasının yanında stokastik sürecin ortak dağılım fonksiyonuna sahip olduğu koşulunu da sağlamaktadır. Kesin durağan süreçlerin gerçek hayatta görülmesinin zorluğundan ötürü zaman serileri analizlerinde zayıf durağanlık koşulu yeterli kabul edilmektedir (Kirchgassner ve Wolters, 2007: 13).

Zayıf durağan seriler uzun dönem ortalaması bir sabit etrafında dalgalanmalar gösterse de ortalamaya dönme eğilimindedir. Ayrıca zaman boyunca değişmeyen sonlu bir varyansa ve gecikme uzunluğunun artmasıyla azalan bir Korelograma sahiptir. Durağan olmayan serilerin ise ortalama ve varyansları zamana bağlı olarak değişme özelliği göstermektedir (Enders, 1995: 212).

Brooks (2014) zaman serilerinin durağanlık varsayımının birkaç yönden önem arz ettiğini belirtmektedir. İlk olarak, bir serinin durağan olması ya da birim köklü olması serinin davranışlarını önemli bir şekilde etkilemektedir. Örnek vermek gerekirse “şok” terimi zaman boyunca seri üzerinde beklenmedik ani değişimleri ifade etmek için kullanılır. Durağan bir zaman serisinde bu şokların etkisi giderek yok olmakta iken durağan olmayan bir zaman serisinde ise bu şokların etkisinin sistem üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğunu belirtmektedir.

İkinci olarak, durağan olmayan zaman serilerini kullanmak sahte regresyon sorununa yol açmaktadır. Rastgele üretilmiş iki bağımsız değişken durağan bir yapıya sahip değilse, gerçekte aralarında bir ilişki olmamasına rağmen trend ilişkisinden dolayı birbirleriyle anlamlı bir ilişkiye sahipmiş gibi görülebilirler. Yüksek R^2 değeri ve eğim

katsayılarının sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olması bunların göstergesi niteliğindedir. Sahte regresyon sorununa yol açtığı için standart regresyon tekniklerinde durağan olmayan zaman serileri kullanılmamaktadır.

Üçüncü olarak ise, regresyon modellerinde durağan olmayan değişkenlerin kullanılması asimptotik analiz için standart varsayımları geçersiz kılmaktadır. Bu bağlamda t istatistikleri t dağılımına ya da F istatistikleri F dağılımına uymayacaktır (Brooks, 2014: 353-355). Ayrıca olasılık teorilerinin önemli bir bölümü durağan zaman serilerini dikkate almaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 63). Bu nedenlerden dolayı zaman serileri analizlerinde durağan serileri kullanmak oldukça önemlidir.

Zaman serilerinin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde çeşitli yöntemler uygulanabilmektedir. Geleneksel yöntemler olarak; otokorelasyon fonksiyonu (ACF), kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF), Box-Pierce'in geliştirmiş olduğu Q istatistiği, Ljung-Box' un LB istatistikleri, otokorelasyon fonksiyonuna dayanan Korelogram testi ve geleneksel birim kök testleri durağanlığın belirlenmesinde kullanılmaktadırlar.

1.2. GELENEKSEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Çalışmanın bu bölümünde geleneksel birim kök testlerinden olan Dickey-Fuller (1979), Augmented Dickey-Fuller (1981), Phillips-Perron (1981) testleri ve Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilmiş durağanlık testi teorik olarak açıklanmaya çalışılmaktadır.

1.2.1. Dickey-Fuller (1979) Testi

D.A. Dickey ve W.A. Fuller (1979) yapmış oldukları çalışmada zaman serilerinin durağan olup olmadığını sınamak için bir test geliştirmişlerdir. Dickey-Fuller (1979) testi birinci dereceden otoregresif AR (1) süreci dikkate almakta ve aşağıdaki gibi tanımlamaktadır.

$$Y_t = pY_{t-1} + e_t$$

Hata terimi ortalaması sıfır ve varyansı sabit bağımsız normal dağılıma sahip bir dizidir ($e_t \sim NID(0, \sigma^2)$). En Küçük Kareler yöntemiyle elde edilen p katsayısı bulunan değerlere göre aşağıdaki şekilde yorumlanmaktadır;

- $|p| < 1$ olması durumunda serinin durağan olduğunu,
- $|p| = 1$ olması durumunda serinin durağan olmadığını,
- $|p| > 1$ olması durumunda ise serinin durağan olmadığı söylenmekte ve varyansın üstel bir şekilde arttığını belirtmektedir (Dickey ve Fuller, 1979: 427).

Dickey-Fuller (1979) çalışmasında aşağıda belirtilen üç modeli dikkate alınmaktadır.

$$Y_t = pY_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (1.1)$$

$$Y_t = \mu + pY_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (1.2)$$

$$Y_t = \mu + \beta t + pY_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots \quad (1.3)$$

Model A 1.1 numaralı denklemde ifade edilmiş sabit ve trend etkisinin olmadığı seriler için, Model B 1.2 numaralı denklemde ifade edilmiş yalnızca sabit etkisine sahip seriler için ve Model C ise 1.3 numaralı denklemde ifade edilip hem sabit hem de trend etkisine sahip olan seriler için kullanılan modellerdir (Dickey ve Fuller, 1979: 428).

Y_t serisinin durağanlığının sınanmasında hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

- $H_0 = |p| \geq 1$ (Birim kök)
- $H_1 = |p| < 1$ (Durağan).

Bu test fark denklemleri oluşturularak da test edilebilmektedir. Eşitliklerin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılarak fark denklemleri elde edilir ve aşağıdaki şekilde gösterilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (1.4)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (1.5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (1.6)$$

Formüllerdeki Δ fark alma operatörüdür. $\delta = p - 1$ olarak ifade edilmektedir. Bu durumda yeni hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilir;

- $H_0: \delta \geq 0$ ($p \geq 1$)
- $H_1: \delta < 0$ ($p < 1$).

Test istatistiğinin değeri ise;

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}}$$

formülü ile hesaplanmaktadır (İğde, 2010: 15).

Yukarıdaki modeller için ayrı ayrı kritik değerler hesaplanmasının sebebi, seride var olan sabit ve/veya trendin, τ test istatistiğinin dağılımını etkilemesidir (İğde, 2010: 16). Hipotezleri test etmek için hesaplanan test istatistiği değerleri, standart olmayan asimptotik dağılıma yakınsadığından bu test için geçerli sonuçlar vermemektedir. Bundan dolayı Dickey-Fuller (1979) testinde, Fuller (1976) ve MacKinnon (1991)'un tablolattığı τ (tau) kritik değerleri kullanılmaktadır. Bu kritik değerler; A modeli için τ , B modeli için τ_{μ} ve C modeli için ise τ_{τ} kritik değerleridir. τ (tau) kritik değerleri negatif değerler almaktadır. Bundan dolayı mutlak değer olarak dikkate alınmaktadır. Bu değerleri paket programlar vermektedir. Dickey-Fuller testiyle durağanlık sınavında hesaplanan τ (tau) değerleri, tablo τ (tau) kritik değerlerinden yüksek ise temel hipotez reddedilir ve serinin durağan olduğu sonucuna varılır (Yavuz, 2015: 296-298).

Dickey-Fuller (1979), Monte Carlo simülasyon çalışmaları sonucunda Box-Pierce'in geliştirmiş olduğu Q istatistiklerinin kendi geliştirmiş olduğu τ (tau) istatistiklerinden daha zayıf olduğu sonucuna ulaşmıştır (Dickey ve Fuller, 1979: 430).

1.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi

Dickey-Fuller (1979) testi farklı otoregresif AR(p) süreçlerine sahip bir zaman serisiyle kullanıldığında zaman serisinin dinamik yapısı yanlış belirleneceğinden hata dizisi otokorelasyonlu olacaktır. Hata terimlerinin beyaz gürültülü sürece sahip olduğunu varsayan Dickey-Fuller (1979) testi otokorelasyonlu hata terimlerinin kullanımında geçersiz olmaktadır (Harris ve Sollis, 2003: 48). Dickey-Fuller (1981) çalışmalarında hata terimlerindeki otokorelasyon sorununu gidermek için Dickey-Fuller

(1979) test denklemlerine bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini eklemiştir (Yavuz, 2015: 298).

Dickey-Fuller testleri hata terimlerinin bağımsız olduğu ve sabit varyansa sahip olduğunu varsayar. Bu da veri üretim süreçlerinin doğru bilinmemesinden kaynaklı dört önemli problemi ortaya çıkarır;

1. Veri üretim süreçleri otoregresif olduğu gibi hareketli ortalama süreçlerini de kapsayabilmektedir. Oysa Dickey-Fuller testleri sadece otoregresif süreçleri kapsamaktadır.
2. Veri üretim süreci sadece otoregresif süreçlerden oluşmaz ise standart hatalar ve parametreler düzgün bir şekilde tahmin edilemez. Ayrıca doğru otoregresif süreç araştırmacılar tarafından bilinemediği için uygun gecikme sayısının belirlenmesi de bir sorun olarak ortaya çıkmaktadır.
3. Dickey-Fuller testleri sadece bir birim kök karakteristiğini dikkate alır. Oysa p . dereceden bir otoregresif süreç p karakteristik köke sahiptir. m sayıda birim köke sahip olan bir zaman serisinin m defa farkının alınması gerekmektedir.
4. Dickey-Fuller testlerinde serinin trend ve/veya sabit içerip içermediğinin bilinmemesi de bir diğer problemdir (Enders, 1995: 225-226).

Uygun gecikme uzunluğundan fazla seçilen gecikme uzunluğu testin gücünü azaltır çünkü fazla sayıda gecikme uzunluğu ek parametre tahmini gerektirmektedir. Ek parametre tahminleri ise serbestlik derecesinin düşmesine yol açarak testin gücünü azaltmaktadır. Uygun gecikme uzunluğundan daha az gecikme uzunluğu seçildiğinde ise gerçek hata süreci doğru bir şekilde belirlenemeyeceği için parametre ve standart hatalar doğru bir şekilde hesaplanamayacaktır (Enders, 1995: 227-228).

Augmented Dickey-Fuller (ADF) denklemleri aşağıdaki gibi gösterilir;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

Yukarıdaki denklemler Dickey-Fuller (1979) testindeki bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele dâhil edilmesiyle oluşturulmuştur. Bu testler Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi olarak bilinmektedir ve Dickey-Fuller (1979) test istatistikleri ve hipotezleri ADF testi içinde kullanılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 336).

Dickey-Fuller (1981) ayrıca katsayıların ortak hipotez testleri için ϕ_1 , ϕ_2 ve ϕ_3 test istatistiklerini de önermektedir. ϕ_1 İstatistiği kullanılarak ikinci modeldeki $\delta = \mu = 0$ sıfır hipotezi test edilir, ϕ_2 istatistiği kullanılarak üçüncü denklemden $\mu = \delta = \beta = 0$ sıfır hipotezi test edilir ve ϕ_3 istatistiği kullanılarak ise $\delta = \beta = 0$ sıfır hipotezi test edilmektedir. ϕ_1 , ϕ_2 ve ϕ_3 test istatistikleri sıradan F testi gibi hesaplanmaktadır;

$$\phi_i = \frac{[RSS_{Kısıtlı} - RSS_{Kısıtsız}]/r}{RSS_{Kısıtsız}/(T - k)}$$

$RSS_{Kısıtlı}$: Kısıtlanmış modelin kalıntı kareler toplamı

$RSS_{Kısıtsız}$: Kısıtlanmamış modelin kalıntı kareler toplamı

r : Kısıt sayısı

T : Gözlem sayısı

k : Kısıtsız modelin tahmin edilen parametre sayısı

$T - k$: Kısıtsız modeldeki serbestlik derecesi (Enders, 1995: 222-223, Yavuz, 2015: 299-300).

1.2.3. Phillips-Perron (1988) Testi

Dickey-Fuller testleri hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve sabit bir varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır. Bağımsızlık ve sabit varyans koşulunu sağlamak Dickey-Fuller testi için dikkate alınması gereken koşullardır. Phillips-Perron (1988) hata terimlerinin dağılımına ilişkin varsayımları hafifleterek Dickey-Fuller test sürecini genişleten bir test geliştirmişlerdir (Enders, 1995: 241).

Phillips-Perron (1988) Dickey-Fuller testinde hata terimlerinin otokorelasyona sahip olması durumunda elde edilen sonuçların hatalı olacağını öne sürerek otokorelasyona sahip hata terimlerinin varlığında Dickey-Fuller test istatistiklerine düzeltme faktörü eklemeyi önermektedir. Phillips-Perron 'un önerdiği test

istatistiklerinin kritik değerleri Dickey-Fuller test istatistiği ile ortaktır (Akdi, 2010: 289).

Phillips-Perron (1988) testinde veri üretim süreci aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \mu_t \quad (t = 1, 2, \dots) \quad (1.10)$$

$$\alpha = 1$$

Phillips-Perron (1988) aşağıdaki iki denkleme dikkate almaktadır;

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (1.11)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2} T \right) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{\mu}_t \quad (1.12)$$

T gözlem sayısını, μ_t saf hata terimini ifade etmektedir. Hata teriminin beklenen değeri $E(\mu_t) = 0$ 'dır. Ayrıca hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır (Phillips-Perron, 1988).

Phillips-Perron (1988) 'un önerdiği test istatistikleri;

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \hat{\lambda} / \bar{m}_{yy} \quad (1.13)$$

$$Z(t_{\hat{\alpha}}) = (\hat{s} / \hat{\sigma}_{TI}) t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{TI} / \bar{m}_{yy}^{-\frac{1}{2}} \quad (1.14)$$

$$Z(t_{\hat{\mu}}) = (\hat{s} / \hat{\sigma}_{TI}) t_{\hat{\mu}} + \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{TI} m_y / \bar{m}_{yy}^{-\frac{1}{2}} \bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}} \quad (1.15)$$

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \tilde{\lambda} / M \quad (1.16)$$

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{s} / \tilde{\sigma}_{TI}) t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{TI} / M^{\frac{1}{2}} \quad (1.17)$$

$$Z(t_{\tilde{\mu}}) = (\tilde{s} / \tilde{\sigma}_{TI}) t_{\tilde{\mu}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{TI} m_y / M^{\frac{1}{2}} (M + m_y^2)^{\frac{1}{2}} \quad (1.18)$$

$$Z(t_{\tilde{\beta}}) = (\tilde{s} / \tilde{\sigma}_{TI}) t_{\tilde{\beta}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{TI} \left(\frac{1}{2} m_y - m_{ty} \right) / (M/12)^{\frac{1}{2}} \bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}} \quad (1.19)$$

şeklinde gösterilir. Bu testlerdeki bazı terimler;

- $m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2$
- $\bar{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - \bar{y})^2$
- $m_y = T^{-\frac{3}{2}} \sum y_t$
- $m_{ty} = T^{-\frac{5}{2}} \sum ty_t$
- $M = (1 - T^{-2})m_{yy} - 12m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1})m_{ty}m_y - (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2})m_y^2$
- $\hat{\lambda} = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_{TI} - \hat{s}^2)$
- $\hat{\lambda}' = \hat{\lambda}/\hat{\sigma}_{TI}^2$
- $\tilde{\lambda} = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_{TI}^2 - \hat{s}^2)$
- $\tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda}/\hat{\sigma}_{TI}^2$

şeklinde formüle edilmektedir (Phillips-Perron, 1988).

Test istatistiklerinin en kullanışlı olanları;

- $Z(t_{\hat{\alpha}}): \hat{\alpha} = 1$
- $Z(t_{\tilde{\alpha}}): \tilde{\alpha} = 1$
- $Z(t_{\hat{\beta}}): \hat{\beta} = 0$
- $Z(\phi_3): \tilde{\alpha} = 1$ ve $\hat{\beta} = 0$ hipotezlerini test etmek için kullanılanlardır.

Phillips-Perron (1988) test istatistiklerinin kritik değerleri, Dickey-Fuller testinde verildiği gibidir. Örneğin $Z(t_{\hat{\alpha}})$ ve $Z(t_{\tilde{\alpha}})$ için kritik değerler Dickey-Fuller tablosundaki τ_{μ} ve τ_{τ} kritik değerleriyle ve $Z(\phi_3)$ için kritik değerler ise Dickey-Fuller testindeki ϕ_3 istatistik değerleriyle eşleşmektedir (Enders, 1995: 239).

Monte Carlo çalışmaları Phillips-Perron testinin yanlış bir birim kök sıfır hipotezini ret etmede daha güçlü olduğunu ortaya çıkarmaktadır. Zayıf varsayımlar kullanmanın getirdiği bazı sorunların olduğu da görülmektedir. Ayrıca Monte Carlo çalışmaları negatif hareketli ortalamaların varlığında Phillips-Perron testinin birim kök sıfır hipotezini ret etmeye eğilimli olduğunu ortaya koymaktadır. Model eğer negatif hareketli ortalamalara sahipse ADF testleri, pozitif hareketli ortalamalara sahipse Phillips-Perron birim kök testinin kullanılması tercih edilmektedir (Enders, 1995: 242).

1.2.4. Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin (1992) Testi

Geleneksel birim kök testleri birçok iktisadi zaman serisinde birim kök sıfır hipotezini ret etmede başarısızdır. Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin (1992) yapmış oldukları çalışmada zaman serisinin deterministik trend etrafında durağan olduğunu belirten bir sıfır hipotez testi önermektedirler. Trend durağan sıfır hipotezi, rastgele yürüyüş sürecinin varyansının sıfıra eşit olduğu hipotezdir. Rassal yürüyüşün normal dağıldığı ve durağan hata terimlerinin beyaz gürültülü olduğu varsayımları altında trend durağanlık hipotezi için tek yönlü bir LM istatistiği kullanılmaktadır. Bu LM istatistiği yerel en iyi değişmezlik (LBI) istatistiğiyle benzerdir.

Kwiatkowski vd. (1992)'nin durağanlık için önerdiği model;

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (1.20)$$

deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan hatalardan oluşur.

Rastgele yürüyüş süreci;

$$r_t = r_{t-1} + \mu_t \quad (1.21)$$

μ_t bağımsız özdeş dağılıma sahip ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan bir süreçtir $(0, \sigma_\mu^2)$.

Durağanlık hipotezi $\sigma_\mu^2 = 0$ olarak belirlenmektedir. ε_t 'nin durağan olduğu varsayıldığı için sıfır hipotezi altında y_t trend durağan olarak ifade edilmektedir. $\xi = 0$ olması durumunda ise trend durağan süreç düzeyi durağan olarak ifade edilmektedir.

Hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

- $H_0: \sigma_\mu^2 = 0$
- $H_0: \sigma_\mu^2 > 0$

y_t serisi sabit ve zaman trendinden arındırılarak hata kalıntıları (e_t) elde edilir. Yine bu işlemle hata varyansı ($\hat{\sigma}_\varepsilon^2$) tahmin edilir. Kalıntıların kısmi toplamı aşağıdaki şekilde ifade edilir;

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Daha sonra LM (LBI) istatistiği ise;

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2$$

şeklinde hesaplanmaktadır (KPSS, 1992: 159-177).

Kalıntıların otokorelasyona sahip olması durumunda ise $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 'nin tutarlı bir tahmini olan $s^2(\ell)$ hatalar yardımıyla hesaplanmaktadır. Bu durumda test istatistiği;

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(\ell)$$

şeklinde yeniden düzenlenir.

$s^2(\ell) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{\ell} w(s, \ell) \sum_{t=s+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-s}$ ve $w(s, \ell)$ opsiyonel ağırlıklandırılmış fonksiyon olarak ifade edilmektedir. $w(s, \ell)$ spektral yoğunluk ile elde edilmekte ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır;

$$w(s, \ell) = 1 - s/(\ell + 1)$$

$s^2(\ell)$ 'nin tutarlı olması için $\ell \rightarrow \infty$ olarak sınırlı gecikme parametresi belirlenmelidir. $\ell = o(T^{1/2})$ 'nin değeri hem sıfır hem de alternatif hipotezi sağlamak durumundadır. Kalıntıların bağımsız özdeş dağılıma (IID) sahip olması durumunda test istatistiği T^{-2} ile standartlaştırılmaktadır. Böylece KPSS test istatistiği son halini alarak aşağıdaki gibi gösterilmektedir;

$$\hat{\eta}_\mu(KPSS) = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(\ell) \quad (1.22)$$

Hesaplanan test istatistiği simülasyonla elde edilen kritik değerler ile karşılaştırılarak serinin trend durağan sürece ya da stokastik durağan sürece sahip olduğuna karar verilir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 378).

İKİNCİ BÖLÜM

YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1. YAPISAL KIRILMALAR VE ETKİLERİ

Toplumların ekonomik davranışları zamanla değişmektedir. Geçersiz olan bir iktisat politikasının zamanla geçerli hale gelmesi yapısal değişim olarak ifade edilebilir. Yapısal değişim iktisat disiplininde büyük bir ilgi görmektedir. İktisadi büyüme ve kalkınma üzerine farklı teorilerde iktisadi ilişkilerin zamanla değiştiği varsayılmaktadır. Ekonomistler arasında yapısal değişimin ekonomik sistemin girdi ve çıktı vektörlerinin yapısını değiştirdiği tartışılmaktadır. Ekonomi alanında regresyon analizinden önce yapısal değişimler tanımlayıcı olarak ifade edilmekteydi ancak regresyon analizinin ortaya çıkmasıyla birlikte yapısal değişim ekonomik modellerin parametrelerinde ortaya çıkan bir değişim olarak ifade edilme imkânına kavuştu (Broemeling ve Tsurumi, 1987: 1-2).

Parametrelerin sabit olması politika değerlendirmeleri yapmak ve zaman serilerinin doğru bir tahminini gerçekleştirmek açısından istenen bir koşuldur (Chu ve White, 1992: 289). Yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı durumlarda elde edilen sonuçlar sapmalı olacaktır. Serilerin durağanlık özelliğini bozmasından ve veri setinin homojenlik varsayımını ihlal etmesinden ötürü yapısal kırılma önemli bir problem olarak ortaya çıkmaktadır (Aktan, 2007: 21).

Yapısal kırılmanın nedenleri arasında ekonomik politikadaki değişimler, savaşlar, küresel krizler, doğal afetler, kurumsal değişiklikler vb. sayılabilir. Zaman serileri analizlerinde bu yapısal değişikliklerin göz önünde bulundurulması sapmasız sonuçların elde edilmesi açısından önem arz etmektedir.

Nelson ve Plosser (1982) çalışmalarında makro iktisadi zaman serilerinin durağan olmayan doğaları üzerinde durmuştur. Çalışma sonucunda Nelson ve Plosser (1982) stokastik trend etrafında makro iktisadi zaman serilerinin durağan olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Perron (1989) ise çalışmasında durağan bir sürece sahip olan zaman serilerinin veri üretim sürecinde yer almayan kırılmalardan dolayı durağan bir sürece sahip değilmiş gibi görüldüğünü iddia etmiştir. 1929 Büyük Buhran ve 1973 Petrol

Krizinin veri üretim sürecinde yer almadığını belirterek bunları dışsal olarak dikkate alan tek kırılmalı birim kök testi geliştirmiştir.

Perron (1989)'un kırılma tarihinin dışsallık varsayımını eleştiren Zivot-Andrews (1992) kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği tek kırılmalı birim kök testini geliştirmiştir. Bu dönemde geliştirilen tek kırılmalı birim kök testlerinden bazıları Christiano (1992), Banerjee vd. (1992), Perron ve Vogelsang (1992), Amsler ve Lee (1995), Perron (1997), Lee-Strazicich (2004) testleridir.

İki kırılmayı dikkate alan bazı birim kök testleri ise Lumsdaine-Papell (1997), Clemente vd. (1998), Lee-Strazicich (2003), Papell ve Prodan (2003), Narayan ve Popp (2010) testleri olarak ortaya çıkmıştır. İki'den fazla kırılmayı dikkate alan testler ise Bai-Perron (2003), Kapetanios (2005) ve Carrion-i Silvestre vd. (2009) testleri olarak bilinmektedir.

Çalışmanın bu bölümünde Perron (1989) testi yapısal kırılmaları dikkate alan ilk test olması nedeniyle teorik olarak açıklanmaya çalışılmıştır. Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Lee-Strazicich (2003), Kapetanios (2005) ve Carrion-i Silvestre vd. (2009) testleri ise uygulamada kullanılacak testler olması nedeniyle teorik olarak açıklanmaya çalışılmıştır.

2.2. BİR KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.2.1. Perron (1989) Testi

Perron (1989) çoğu iktisadi zaman serisinin deterministik durağan olmayan süreçlerden ziyade stokastik durağan olmayan süreçlerle karakterize edildiğini belirtmektedir. Birim kök testlerinin en önemli savı rassal şokların sistem üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğudur yani dalgalanmalar geçici değildir. Nelson ve Plosser (1982) tarafından yoğun bir şekilde tartışılan bu çıkarım, konjunktür teorileri için önemli sonuçlara sahiptir.

Perron (1989) çalışmasında, çoğu makro iktisadi zaman serilerinin birim kökle karakterize edilmediği ve dalgalanmaların geçici olduğu sonuçlarını öne çıkarmaktadır. Perron (1989) yalnızca iki olayın çeşitli makro iktisadi zaman serileri üzerinde kalıcı

etkiye sahip olduğunu iddia eder ve bu iki olayın 1929 Büyük Buhran ve 1973 Petrol Krizi olduğunu belirtmektedir.

Perron (1989)'un yaklaşımını diğer yaklaşımlardan ayıran en temel önerme, Büyük Buhran ve Petrol Krizinin çeşitli serilerin veri üretme mekanizmasında yer almadığı gerçeğidir. Bu nedenle Perron (1989) bu şokları dışsal olarak dikkate alır. Dışsallık varsayımı, gürültü fonksiyonundan bu şokların etkisini gidermek için kullanılan bir araçtır. Perron (1989) bu şokların doğalarında farklı olduğunu belirtir. Perron (1989)'a göre Büyük Buhran değişkenlerin ortalamasında dramatik bir düşüşü ifade ederken, Petrol Krizinin de trendin eğiminde bir değişikliğe neden olduğunu belirtmiştir. Perron (1989)' un temel amacı, bu şokların etkisinin giderilerek serilerin trend bir durağan sürece sahip olduğunu göstermektir (Perron, 1989: 1361-1362).

Perron (1989)'un yaklaşımı Box ve Tiao (1975) tarafından önerilen “müdahale analizi” ile benzerdir. Box ve Tiao (1975)'in metodolojisine göre, “aberrant” (anormal) ve “outlying” (aykırı) olaylar gürültü fonksiyonundan ayrıştırılabilir ve genel zaman serisi modelinin deterministik kısmına müdahaleler olarak modellenmektedir. Bu müdahale, anormal ya da aykırı olayların zamanının bilinmesinden ötürü dışsal olarak gerçekleşmektedir (Perron, 1989: 1363).

Perron (1989)'un istatistiksel metodolojisi tek değişkenli zaman serilerinde tek bir birim kökün varlığını test eden Dickey-Fuller metodolojisinin bir uzantısıdır. Perron (1989) sıfır hipotez altında $\{y_t\}_0^T$ gibi bir zaman serisi sürecinin gerçekleşmesini bir birim kök varlığıyla karakterize ederek dikkate almaktadır. Bu yaklaşım $T_B(1 < T_B < T)$ zamanda serinin yapısında ortaya çıkan bir kırılma ile genelleştirilebilmektedir. Perron (1989) sıfır hipotez altında üç farklı modeli dikkate almaktadır:

Model A: Düzey Değişimli Model (Crash Model)

Model B: Eğim Değişimli Model (Changing Growth Model)

Model C: Düzey ve Eğim Değişimli Model (Crash ve Changing Growth Model)

Model A; serinin düzeyinde dışsal bir değişime izin vermekte iken, Model B; büyüme oranında dışsal bir değişime izin verir ve Model C ise iki değişime birlikte izin vermektedir.

Sıfır hipotezleri aşağıdaki gibidir:

$$\text{Model (A)} \quad y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (2.1)$$

$$\text{Model (B)} \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.2)$$

$$\text{Model (C)} \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.3)$$

Sabitte kırılmayı gösteren kukla değişken $D(TB)_t$ eğer $t = T_B + 1$ ise 1 değerini alırken diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. Trendde kırılmayı gösteren kukla değişken DU_t eğer $t > T_B$ ise 1 değerini almaktadır diğer durumlarda ise 0 değerini almaktadır.

$$A(L)e_t = B(L)v_t \quad v_t \sim i. id. (0, \sigma^2)$$

$A(L)$ ve $B(L)$, gecikme operatöründe p . ve q . sıra polinomlarıdır. Yenileşme serisi (e_t), ARMA(p, q) sürecine sahip olup p ve q sırası bilinmemektedir. Bu önerme y_t zaman serisinin oldukça genel bir süreci temsil etmesine izin verir.

Perron (1989) y_t zaman serisinin zamanla değişmeyen parametrelerle deterministik doğrusal trend etrafında durağan bir seri olduğu alternatif hipotezler yerine aşağıda verilen hipotezleri kullanmaktadır.

Alternatif hipotezler;

$$\text{Model (A)} \quad y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.4)$$

$$\text{Model (B)} \quad y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (2.5)$$

$$\text{Model (C)} \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (2.6)$$

Kukla değişkenler DU_t^* , $t - T_B$ koşulunda ve DT_t , $t > T_B$ koşulunda 1 değerini alırken diğer durumlarda 0 değerini almaktadırlar. Burada kırılma zamanı T_B ile gösterilmektedir.

Birim kök sıfır hipotezi altında kırılma zamanında bir değer alan kukla değişkenle karakterize edilen A modeli “Crash” model olarak tanımlanmıştır. Trend durağan alternatif hipotezi altında ise A modeli trend fonksiyonunun sabitinde tek bir kırılmaya izin verir. Perron (1989) ampirik durumlar için kırılma zamanını (T_B) 1929 olarak kabul eder ve $\mu_2 < \mu_1$ olarak belirtir. B modeli “Changing Growth” olarak tanımlanır. B

modelinde sıfır hipotez altında kırılma zamanındaki $(\mu_2 - \mu_1)$ parametresi, μ parametresindeki değişimi ifade eder. Alternatif hipotez ise kırılma zamanında serinin düzeyinde ani bir değişme olmaksızın trend fonksiyonunun eğiminde bir değişmeyi belirtmektedir. C modeli ise aynı anda her iki etkinin yer aldığı modeldir yani düzeyde meydana gelen ani bir değişiklik sonucu serinin büyüme sürecinin bu ani değişiklik öncesi büyüme sürecinden farklı bir büyüme sürecine girdiğini gösteren modeldir (Perron, 1989: 1363-1364).

Perron (1989) aşağıdaki regresyon denkleminde kukla değişkenler ekleyerek Dickey-Fuller test stratejisini genişletmiştir (Perron, 1989: 1365).

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}t + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \tilde{c}_i \Delta y_{t-i} + \tilde{e}_t \quad (2.7)$$

Perron (1989) sıfır ve alternatif hipotez altında A, B ve C modellerine tekabül eden ilgili modelleri birleştirerek aşağıdaki regresyon denklemlerini oluşturmuştur;

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t \quad (2.8)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t \quad (2.9)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t \quad (2.10)$$

Temel hipotez A, B ve C modellerinin geçerli parametrelerine aşağıdaki kısıtları dayatmaktadır;

$$\text{Model A } \alpha^A = 1, \beta^A = 0, \theta^A = 0$$

$$\text{Model B } \alpha^B = 1, \gamma^B = 0, \beta^B = 0$$

$$\text{Model C } \alpha^C = 1, \gamma^C = 0, \beta^C = 0.$$

Trend durağan alternatif hipotez süreci altında; $\alpha^A, \alpha^B, \alpha^C < 1$; $\beta^A, \beta^B, \beta^C \neq 0$ ve $\theta^A, \theta^C, \gamma^B, \gamma^C \neq 0$ olması beklenmektedir. Son olarak ise d^A, d^C ve θ^B 'nin temel hipotez altında sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olması beklenirken, alternatif hipotez altında sıfıra yaklaşmalıdır (Perron, 1989: 1380-1381).

Perron (1989) testinin uygulanma aşamaları;

1. Alternatif hipotez tahmin edilerek seri trendden arındırılır ve kalıntılar elde edilir. İlgili modelden elde edilen kalıntılar \hat{y}_t 'ye eşittir.
2. Bu kalıntılardan regresyon sonuçları elde edilir.

$$\hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.11)$$

Birim kök temel hipotezi altında α_1 'in teorik değeri birdir. Perron (1989) kalıntılar bağımsız ve özdeş dağıldığında α_1 'in dağılımının kırılmadan önce meydana gelen gözlemlerin oranına bağımlı olduğunu göstermiştir. Bu oran $\lambda = \tau/T$ şeklinde bulunur. Toplam gözlem sayısı T ile gösterilirken, kırılma öncesi gözlem sayısı ise τ ile gösterilmektedir.

3. Hata terimlerinin otokorelasyona sahip olması durumunda ADF regresyon denklemini kullanılarak ikinci adım tekrar edilir.

$$\hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta \hat{y}_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.12)$$

Hipotezler;

- $H_0: \alpha_1 = 1$
- $H_1: \alpha_1 < 1$

Test istatistiği ise;

$$\tau_h = \frac{\hat{a}_1 - 1}{S_{\hat{a}_1}}$$

4. Hesaplanan test istatistiği, λ değeri de dikkate alınarak Perron (1989) tablo değeri ile karşılaştırılır. Tablo değeri hesaplanan test istatistiğinden küçük ise birim kök sıfır hipotezi reddedilmektedir. Yani $\tau_h > \tau_t$ ise birim kök sıfır hipotezi reddedilerek serinin trend durağan bir sürece sahip olduğunu kabul eden alternatif hipotez kabul edilmektedir (Enders, 1995: 246-247).

2.2.2. Zivot-Andrews (1992) Testi

Zivot-Andrews (1992) makroekonomik ve finansal zaman serilerinin dinamik özelliklerinin Nelson ve Plosser (1982)'den bu yana büyük bir tartışma konusu olduğunu belirtmektedir. Temel konu, ani şokların trend içeren zaman serilerine uzun dönemde bir tepki içerdiğidir. Geleneksel yaklaşım ise ani şokların geçici bir etkiye sahip olduğunu ve bu ani şoklarla serilerin uzun dönemli hareketinin değişmediğini söylemektedir.

Zivot-Andrews (1992) ise Perron (1989)'un birim kök test yaklaşımını dikkate alarak geliştirdiği birim kök testi ile bu tartışmaların içerisinde yer almaktadır. Zivot-Andrews (1992), Perron (1989)'un kırılma noktasının belirlenmesinde dışsallık varsayımına şüpheyile yaklaşmıştır. Bundan dolayı ön testlerle ilişkili sorunlar Perron (1989)'un yöntemine uygulanabilir.

Zivot-Andrews (1992) kırılma zamanlarının içsel olduğu kabul edilirse doğru birim kök test süreci için Perron (1989)'un regresyonundaki kırılmaların veriden kaynaklı olduğu gerçeğinin dikkate alınması gerektiğini belirtmiştir. Böyle bir durumda birim kök sıfır hipotezi herhangi bir yapısal değişim içermeyen yığılımlı bir birim kök sürecidir. Alternatif hipotez ise trend fonksiyonunda bir kırılmaya izin veren trend durağan bir süreçtir. Alternatif hipotez altında Zivot-Andrews (1992) kırılmanın ortaya çıktığı zamanın tam olarak bilinemeyeceğini varsaymaktadır. Zivot-Andrews (1992) kırılma noktasını belirlemek için Perron (1989)'un sürecinin yerine veri kaynaklı bir algoritma kullanmaktadır. Böyle bir süreç Perron (1989)'un birim kök testini koşulsuz bir birim kök testine dönüştürmektedir.

Zivot-Andrews (1992) alternatif hipotez altında trend fonksiyonunda bir kırılmaya izin veren bir birim kök test süreci geliştirmiştir. Perron (1989)' un kullandığı serilere bu test süreci uygulandığında birim köke karşı daha az kanıt elde edilmiştir (Zivot ve Andrews, 1992: 251-252).

Perron (1989), ADF tipi birim kök test stratejisini kullanmaktadır. Perron (1989) testinde A, B ve C modelleri kalıntılardaki otokorelasyon sorununu aşmak için gecikmeli değişkenlerle aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A D U_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t$$

Zivot-Andrews (1992) farklı bir şekilde Perron (1989) test istatistiğini kullanmaktadır. Perron (1989) 'un test istatistiğinde kırılma kesiti dışsaldır. Zivot-Andrews (1992) bu yaklaşımı sorgulayarak onun yerine yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği bir yöntem önermektedir. Perron (1989) 'un üç modeli için Zivot-Andrews (1992) aşağıdaki sıfır hipotezi belirlemiştir;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (2.13)$$

Alternatif hipotez ise bilinmeyen bir zamanda ortaya çıkan tek kırılmayla trend durağan süreç olarak öngörülmektedir. Amaç trend durağan alternatif hipotezinde en fazla ağırlığı olan kırılma noktasının tahmin edilmesidir.

Zivot-Andrews (1992) kırılma noktasının seçiminde, küçük istatistik değerleri sıfır hipotezin reddedilmesine neden olduğundan $\alpha^i = 1$ ($i = A, B, C$) testi için tek taraflı t istatistiğini minimize eden λ kırılma noktasını kullanmaktadır. Model i için böyle bir minimize değer $\hat{\lambda}_{inf}^i$ şeklinde gösterilir ve aşağıdaki gibi tanımlanır;

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C, \quad (2.14)$$

$\Lambda, (0,1)$ 'nin belirlenmiş bir alt kümesidir.

Zivot-Andrews (1992) testinde kırılma tarihi modelin kendisi tarafından belirlenmektedir. Yani olası bütün kırılma tarihleri için araştırma yapılır ve minimum test istatistiğine sahip olan kırılma tarihi dikkate alınır. Bundan dolayı Perron (1989) testindeki $D(TB)_t$ kırılma kukla değişkeni Zivot testinde dikkate alınmaz. Zivot-Andrews (1992) birim kök testi için kullandığı regresyon denklemleri aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.15)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.16)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.17)$$

Formüllerdeki kukla değişkenler şu şekilde tanımlanır; $t > T\lambda$ ise $DU_t(\lambda) = 1$ değerini alırken diğer durumlarda ise sifıra eşit olmaktadır. $t > T\lambda$ ise $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ değerini alırken diğer durumlarda ise sifıra eşit olmaktadır. Denklemlerdeki λ parametresinin üzerine şapka konulmasının nedeni, kırılma kesitlerinin tahmin edilen değerleriyle ilişkili olduğunu vurgulamak içindir.

Kırılma noktası ve minimum t istatistiği, her bir seriye $j = 2/T$ ile $j = (T - 1)/T$ arasında bulunan $\lambda = T_B/T$ kırılma noktası ile denklemlere sıradan En Küçük Kareler yönteminin uygulanmasıyla elde edilir. λ 'nın her bir değeri için gecikmeli değişken sayısı k Perron (1989)'un kullandığı süreç ile aynı süreç kullanılarak belirlenir ve $\alpha^i = 1$ 'i test etmek için t istatistiği hesaplanır. $T - 2$ sayıda regresyon tahmin edilerek t istatistikleri elde edilir ve kırılma yılı minimum t istatistiğine sahip olan yıl olarak belirlenmektedir.

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < K_{inf,\alpha}^i \quad i = A, B, C$$

Böyle bir durumda birim kök sıfır hipotezi reddedilir ve serinin trend durağan bir sürece sahip olduğu söylenir. $K_{inf,\alpha}^i$, $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ 'nin asimptotik dağılımında α 'nın sol kuyruk kritik değerinin boyutunu vermektedir (Zivot ve Andrews, 1992: 253-255).

Zivot-Andrews (1992) testi uygulanırken Model C ilk olarak tahmin edilir daha sonra DU ve DT kukla değişkenlerin parametrelerinin anlamlı olup olmadığına bakılarak uygun model seçilmektedir. Her iki kukla değişken de anlamlı ise kullanılacak olan Model C olmaktadır. Yalnızca DU kukla değişkeni anlamlı ise o zaman Model A ve son olarak da sadece DT kukla değişkeni anlamlı ise Model B kullanılır. Zivot-Andrews (1992)'in belirlediği üç modelden hangisinin daha üstün olduğuna dair fikir birliği söz konusu değildir ama uygulamada daha çok Model A ve Model C kullanılmaktadır (Yavuz, 2015: 313).

2.3. İKİ KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.3.1. Lumsdaine-Papell (1992) Testi

Lumsdaine-Papell (1997) literatürde kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği çalışmalarda tek kırılma alternatif hipotezine karşın birim kök sıfır hipotezine

yoğunlaştığını ancak tek kırılmanın uzun dönem makro iktisadi serilerin iyi bir karakteristiğini yansıtmaktan uzak olduğunu belirtmektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997: 212).

Lumsdaine-Papell (1997) içsel kırılma metodolojisini iki kırılmaya izin verecek şekilde genişletmiş ve Nelson-Plosser (1982) 'in serilerini kullanıp ilgili dönemde iki kırılmanın olduğunu varsayarak yeniden birim kök testi yapmıştır. Lumsdaine-Papell (1997) birim kök hipotezine karşı Zivot-Andrews (1992) testinden daha fazla kanıt bulmuş ancak Perron (1989) testinden ise daha az kanıt bulmuştur. Lumsdaine-Papell (1997) içsel olarak belirlenen iki kırılmayla trend durağan alternatif hipoteze karşı birim kök sıfır hipotez testini önermektedirler.

Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi için Dickey-Fuller (1979)'un t testini dikkate almaktadır. Bu test yöntemi, tek kırılma durumunda Banerjee (1992) testinin katsayılarındaki değişimler için kullandığı ardışık testlerle benzer bir yöntemle sahiptir (Lumsdaine ve Papell, 1997: 212).

Farklı ve bilinmeyen tarihlerde deterministik trendde iki kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell test istatistiğinin hesaplanmasında bütün örneklem kullanılmaktadır. Lumsdaine-Papell (1997) aşağıdaki modeli önermektedir;

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.18)$$

$t = 1, \dots, T$ olarak ifade edilmektedir.

Kukla değişkenler $DU1_t$ ve $DU2_t$ ile ifade edilirken, kırılma zamanlarında ortalamada meydana gelen kırılmalar ise $TB1$ ve $TB2$ ile ifade edilmektedir. Trendde meydana gelen kırılmalar ise $DT1_t$ ve $DT2_t$ kukla değişkenleri ile ifade edilmektedir.

- $DU1_t = 1(t > TB1)$
- $DU2_t = 1(t > TB2)$
- $DT1_t = t - TB1(t > TB1)$
- $DT2_t = t - TB2(t > TB2)$

Tahmin parametreleri ve test istatistikleri (k_1, k_2) değerleri birbirinden farklı çiftler için hesaplanmaktadır. $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_\phi, k_0 + 1, \dots, T -$

k_0 olarak ifade edilmektedir. $k_0 = [T\delta_0]$, $k_1 \neq k_2$, $k_1 \neq k_2 \mp 1$ koşulları geçerlidir ve δ_0 ise modeller için örneklemin başlangıcını göstermektedir. Lumsdaine-Papell (1997) δ_0 'ın değerini 0.01 olarak belirlemiştir. δ_1 ve δ_2 ise birinci ve ikinci kırılmaları temsil eder ve $\delta_1 = TB1/T$, $\delta_2 = TB2/T$ olarak belirtilmektedir (Lumsdaine ve Papell, 1992: 212-213).

Lumsdaine-Papell (1997) birim kök hipotezini $\alpha = 0$ olarak dikkate almaktadır. İlgili test istatistiği bu hipotezle ilişkili t istatistiğidir. Lumsdaine-Papell (1997)'in regresyon denkleminde $DU2$ ve $DT2$ kukla değişkenleri çıkarıldığında Zivot-Andrews (1992)'in C modelini temsil etmektedir. Buna ek olarak $DT1$ kukla değişkeni çıkarıldığında A modelini ya da $DU1$ sadece çıkarılırsa B modelini temsil etmektedir. Lumsdaine-Papell (1997) bu kuralı kendi modellerine uygulamıştır. Model CC olarak nitelendirilen ilgili denklemden, $DT1$ ve $DT2$ kukla değişkenlerinin çıkarılmasıyla Model AA ya da sadece $DT2$ kukla değişkeni çıkarılırsa Model CA elde edilmektedir. İlgili denklemler aşağıdaki gibidir;

Model AA

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.19)$$

Model CA

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.20)$$

Model CC

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.21)$$

Lumsdaine-Papell (1997) iki ayrı kısım olarak negatif bir şokun ardından pozitif bir şoku ya da tersi bir durumu dikkate almaz. Yani iki kırılmanın ardışık olma olasılığını bu şekilde ortadan kaldırmaktadır.

Lumsdaine-Papell (1997) katsayılarıdaki değişimin örneklem uçlarında yer almasını önlemek için $0 < \delta_0 \leq \delta_1$ ve $\delta_2 \leq (1 - \delta_0) < 1$ kısıtlamalarını getirmiştir. Uygulamada bu kısıtlar bir kırılma değeri $k_0 = [T\delta_0]$ seçmeyi gerektirir. Zivot-Andrews (1992) yöntemini takip eden Lumsdaine-Papell (1997) modellerin tahmininde

aşırı uç kırılmalardan sakınmak için $2/T$ ve $(T - 1)/T$ aralığında bulunan δ_1 ve δ_2 değerlerine izin vermektedir.

Bu sonuçla bütün tahminciler ve test istatistiklerinin tekdüze yakınsaması sağlanır. Bu nedenle bu süreçlerin sürekli fonksiyonlarının asimptotik gösterimi sürekli eşleme teoremi aracılığıyla elde edilmiştir. Lumsdaine-Papell (1997) $\min_{k_0 \leq k_1, k_2 \leq T - k_0} \hat{t}(k_1/T, k_2/T; \delta_0)$ test istatistiğini kullanmıştır. Bu minimum t istatistiği k_1 ve k_2 çiftlerinin olası kombinasyonlarına iki boyutlu ızgara yöntemi uygulanarak hesaplanır (Lumsdaine ve Papell, 1992: 213-214).

2.3.2. Lee-Strazicich (2003) Testi

Perron (1989)'un etkisiyle araştırmacılar birim kök testlerinde yapısal kırılmaya izin vermenin önemine dikkat çekmektedirler. Perron (1989) durağan alternatif hipotezin doğru olduğu ve var olan bir yapısal kırılmanın ihmal edilmesi durumunda birim kök sıfır hipotezini ret etme olasılığının azaldığını göstermiştir. Perron yapısal kırılmanın bilinen bir zamanda ortaya çıkmasına izin veren kukla değişkenleri içeren düzenlenmiş bir Dickey-Fuller birim kök testi kullanmıştır. Sonraki çalışmalarda ise kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği testler düzenlenmiştir. Yaygın bir şekilde kullanılan prosedürlerden birisi Zivot-Andrews (1992)'in minimum test istatistiğidir. Zivot-Andrews (1992) prosedürü kırılma noktası olarak birim kök sıfır hipotezini test eden t istatistiğinin minimum olduğu noktayı seçer.

Bir kırılmanın söz konusu olduğu durumda bu kırılmanın dikkate alınmaması güç kaybına neden olur. Aynı şekilde iki veya daha fazla kırılma durumunda bu kırılmaların dikkate alınmadığı tek kırılmalı birim kök testleri de güç kaybına neden olurlar. Lumsdaine-Papell (1997) 'de bu yönde devam etmiş ve iki kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (1992) testini geliştirmiştir.

Diğer bir önemli konu ise Lee-Strazicich (2003)'in çalışmasında belirttiği birim kök sıfır hipotezi altında kırılmanın olmadığı içsel kırılma testlerinin yaygın olduğu ve bu varsayıma göre kritik değerlerin elde edilmesidir. Genelde alternatif hipotezler yapısal kırılmaların varlığını dikkate almaktadır. Alternatif hipotezlerin kırılmaların varlığını dikkate alması kırılmalı birim kök olasılığını da içermektedir. Bu yüzden sıfır hipotezin reddi mutlak anlamda birim kökün reddini içermez ancak kırılmanın olmadığı

birim kökün reddini içermektedir. Bu sonuç uygulamalı çalışmalarda test sonuçlarının dikkatli bir yorumunu gerektirmektedir. Sıfır hipotez altında yani bir kırılmanın var olması durumunda; araştırmacılar gerçekte serinin kırılmalı fark durağan bir sürece sahip olmasının aksine seriyi kırılmalı eğilim durağan bir süreçmiş gibi düşünüp yanlış bir karara varabilmektedirler.

Lee-Strazicich (2003), Perron'dan (1989) farklı olarak hem sıfır hipotez hem de alternatif hipotez altında kırılmaya izin veren ve kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği bir birim kök testi geliştirmiştir.

Sıfır hipotez altında kırılmalara izin vermek Perron'un (1989) testinde önemlidir. Aksi durumda sıfır hipotez altında bir kırılmanın boyutu arttıkça birim kök test istatistiği sapmalı olacaktır. Benzer bir sapmanın içsel kırılmalı birim kök testlerinde ortaya çıktığı da unutulmamalıdır. Nunes, Newbold ve Kuan (1997) ve Lee ve Strazicich (2001) veri üretim süreci kırılmalı birim köke sahip olduğunda sıfır hipotez altında kırılma olmadığını varsaymanın test istatistiklerinde sapmaya neden olacağını ve birim kök sıfır hipotezinin reddini beraberinde getireceğiyle ilgili kanıtlara ulaşmışlardır.

Lee-Strazicich (2003) yukarıdaki kısıtlamalara bir çözüm olarak iki kırılmalı minimum Lagrange çarpanı (LM) birim kök testini önermişlerdir. Bu testte alternatif hipotez açık bir şekilde trend durağan anlamına gelir. Lee-Strazicich (2003)'in test stratejisi ilk olarak Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen LM birim kök testinin geliştirilmiş bir şeklidir. Sıfır hipotez altında kırılmanın olmadığı varsayımı LM testi için gerekli değildir (Lee ve Strazicich, 2003: 1082).

Lee-Strazicich (2003)'in veri üretim süreci aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \delta'Z_t + e_t \quad (2.22)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

Z_t dışsal değişkenler vektörü ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ olarak ifade edilir. İki kırılma için Model A ve C'yi dikkate alır. Model A sabitte iki kırılmaya izin verir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ olarak tanımlanır. $t \geq T_{Bj}$ olması durumunda $D_{tj} = 1$ değerini alır diğer durumlarda ise 0 değerini alır ve iki kırılmadan dolayı $j = 1, 2$ değerlerini almaktadır.

T_{Bj} kırılmanın ortaya çıktığı zaman periyodunu gösterir. Model C ise sabit ve trendde iki değişmeyi içerir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ olarak tanımlanmaktadır. $t \geq T_{Bj}$ için $DT_{tj} = t - T_{Bj}$ değerini alırken diğer durumlarda ise 0 değerini almaktadır. Veri üretim süreçleri tutarlı bir şekilde sıfır hipotezi ($\beta = 1$) ve alternatif hipotez ($\beta < 1$) altında kırılmaları içermektedir.

Lee-Strazicich (2003)'in sıfır ve alternatif hipotezleri aşağıda verilmiştir.

$$y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (2.24)$$

$$y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (2.25)$$

v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimleri, $t = T_{Bj} + 1$ için $B_{jt} = 1$ değerini alırken diğer durumlarda 0 değerini alır ve $d = (d_1, d_2)'$ olarak ifade edilmektedir.

Lee-Strazicich (2003) iki kırılmalı LM birim kök test istatistiğini aşağıdaki regresyon yardımıyla hesaplamaktadır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \bar{S}_{t-1} + \mu_t \quad (2.26)$$

Burada $\bar{S}_t = y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$ olarak ifade edilir. $\tilde{\delta}$ katsayısı Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine regrese edilmesinden elde edilen katsayılarıdır. $\tilde{\Psi}_x$ değeri ise $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile elde edilir ve y_1 ile Z_1 değerleri ilk gözlem değerlerini göstermektedir. Birim kök sıfır hipotezi $\phi = 0$ olarak tanımlanmaktadır. LM test istatistiği şu şekilde tanımlanır:

$$\tilde{\rho} = T \tilde{\phi}$$

$\tilde{\tau}$ ise $\phi = 0$ sıfır hipotezini test eden t istatistiğidir.

Lee-Strazicich (2003) yenileşim katsayısı ε_t 'nin Phillips ve Perron (1988)'un düzenlilik koşullarını sağladığını varsaymaktadır. İki hata varyansının olduğunu ve pozitif olduğunu varsayarak aşağıdaki gibi belirtmektedir:

$$\sigma_\varepsilon^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(\varepsilon_1^2 + \dots + \varepsilon_T^2) \quad (2.27)$$

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(\varepsilon_1 + \dots + \varepsilon_T)^2 \quad (2.28)$$

Ayrıca Lee-Strazicich (2003) iki ek varsayım öne sürmüştür. Birincisi, Model A için $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$, Model C için ise $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ile 2.22

numaralı veri üretim süreci denklemleri dikkate alınarak veri oluşturulur. İkincisi, $T \rightarrow \infty$ iken $T_{Bj}/T \rightarrow \lambda_j$ 'yi ifade eder. Ayrıca $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)'$ olarak ifade edilmektedir.

İki kırılmalı minimum LM birim kök testinde kırılma noktaları içsel olarak ızgara taraması (Grid Search) yöntemi ile belirlenir;

$$LM_\rho = \inf_\lambda \tilde{\rho}(\lambda) \quad (2.29)$$

$$LM_\tau = \inf_\lambda \tilde{\tau}(\lambda) \quad (2.30)$$

Kırılma noktasının tahmini Lumsdaine-Papell (1997) testiyle aynıdır yani test istatistiğinin minimum olduğu noktada kırılma noktası belirlenir. Kırılma noktasının içsel olarak belirlendiği testlerde kırılmaların uç noktalara denk gelmemesi için budama yapılmaktadır. Lee-Strazicich (2003) uç noktalardan kaçınmak için $[0.1T, 0.9T]$ aralığını belirlemiştir (Lee ve Strazicich, 2003: 1082-1083).

2.4. İKİDEN FAZLA KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİ

2.4.1. Kapetanios (2005) Testi

Kapetanios (2005) çalışmasında, trend ve/veya sabitte belirsiz sayıda kırılma ile trend durağan alternatif hipotezine karşı, yapısal kırılmanın olmadığı sapmalı birim kök hipotezi testlerini sağlayarak önceki çalışmaları genişletmiştir. Belirsiz kırılma sayısı ikiden daha fazla, maksimum kırılma sayısının m 'ye eşit ya da daha küçük olacağını belirtmektedir. Kapetanios (2005)'un savunduğu süreç Lumsdaine-Papell (1997) tarafından yapılan çalışmadan daha az bir hesaplama yoğunluğu içermektedir. Ayrıca bu testte önsel olarak belirlenmiş kırılma sayısına karşı, birim kök sıfır hipotez testinden kaçınılmıştır (Kapetanios, 2005: 123-124).

Kırılma zamanın bilinmediği bir ya da daha fazla kırılma alternatif hipotezine karşı birim kök hipotez testi standart olmayan bir testtir. Çünkü sıfır hipotez durağan olmamayı içerir ve bozucu parametreler yani kırılma zamanları sıfır hipotezi altında tanımlanmamıştır. Kapetanios (2005) bu sorunu aşmada bozucu parametrelerin her bir değer kümesi için uygun bir test istatistiği geliştirmiştir. Bu yaklaşımın temel zorluğu sıfır hipotez dağılımının özet istatistiklerinin analitik olarak elde etmenin zorluğudur.

Bu sebeple arařtırmacılar genellikle simülasyon yöntemlerine yönelmektedirler (Kapetanios, 2005: 124).

Kapetanios (2005), Zivot-Andrews (1992) ve Banerjee vd.(1992) tarafından önerilen ardışık Dickey-Fuller t istatistięi yöntemini takip ederek testini oluřturmaktadır. Kapetanios (2005)'in temel modeli;

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \psi_i DT_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2.31)$$

$1 - \gamma(L)$ birim çemberin dıřındaki bütün köklere sahiptir ve $\gamma(L) = \gamma_1 L + \dots + \gamma_k L^k$ şeklinde ifade edilir. $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ vektörünün tahmin edilen kovaryans matrisinin olasılık sınırı Σ simgesiyle ifade edilmiřtir. Sabit ve trend kırılma kukla deęişkenleri $DU_{i,t}$ ve $DT_{i,t}$ ile ifade edilmektedir. Bu deęişkenler; $DU_{i,t} = 1(t > T_{b,i})$ ve $DT_{i,t} = 1(t > T_{b,i})(t - T_{b,i})$ deęerlerini, dięer durumlar için ise 0 deęerini almaktadır. $T_{b,i} + 1$ deęeri i . kırılma zamanını belirtir.

Kapetanios (2005) analizi kolaylařtırmak için Banerjee vd. (1992) ve Lumsdaine-Papell (1997) yöntemlerini takip etmiřtir. Deęişkenler vektörü ařaęıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$z_t = (1, t + 1, y_t - \bar{\mu}t, DU_{1,t+1}, \dots, DU_{m,t+1}, DT_{1,t+1}, \dots, DT_{m,t+1}, \Delta y_t - \bar{\mu}, \dots, \Delta y_{t-k+1} - \bar{\mu})' \quad (2.32)$$

$\bar{\mu}$ ise Δy_t 'nin beklenen deęeridir. Bu durumda 2.31 numaralı denklem $y_t = z'_{t-1} \theta$ şeklinde düzenlenmektedir. Burada $\theta = (\mu_0 + (\gamma(1) - \alpha)\bar{\mu}, \mu_1 + \alpha\bar{\mu}, \alpha, \phi_1, \dots, \phi_m, \psi_1, \dots, \psi_m, \gamma_1, \dots, \gamma_k)'$ şeklinde tanımlanmaktadır. Hata terimleri ise sonlu kořullu momentlerle martingale fark dizisi olarak varsayılmaktadır. İkinci kořullu moment σ^2 ile gösterilir ve T gözlem sayısını gösterir. $0 < \delta_i < 1$ kořuluyla kırılma tarihleri $T\delta_1, \dots, T\delta_m$ şeklinde yazılır ve $i = 1, \dots, m$ kırılma kesitlerini ifade etmektedir.

Kapetanios (2005) y_t serisinin 2.31 numaralı denkleme göre $\mu_1 = \phi_1 = \dots = \phi_m = \psi_1 = \dots = \psi_m = 0$ ve $\alpha = 1$ kořullarıyla oluřturulması gerektięini önermektedir. Bu kořulla verilen kırılma kesitleri için α katsayısının t-istatistięinin asimptotik daęılımını elde etmek kolaylařır (Kapetanios, 2005: 124-125).

Kapetanios (2005) m kırılma için Lumsdaine-Papell (1997)'in önerdiği ızgara tarama (Grid Search) yöntemini kullanarak hesaplama yapmanın zor olduğunu ve üçten büyük kırılmalar için bu yöntemin minimum t istatistiğinin kritik değerlerini elde etmeye izin vermediğini belirtmiştir. Böyle bir yaklaşımın diğer bir dezavantajı m sayıda kırılma olduğu varsayımıdır (Kapetanios, 2005: 126).

Kapetanios (2005) testinin alternatif hipotezleri şu şekildedir;

$$H_i: \alpha < 1, \phi_{i+1} = \dots = \phi_m = \psi_{i+1} = \dots = \psi_m = 0, \quad i = 1, \dots, m - 1$$

$$H_m: \alpha < 1$$

Alışıldığı üzere sıfır hipotez ise şu şekilde ifade edilmektedir:

$$H_0: \alpha = 1, \mu_1 = \phi_1 = \dots = \phi_m = \psi_1 = \dots = \psi_m = 0$$

Kapetanios (2005) testi $H_{\cup m} = \cup_{i=1}^m H_i$ ye karşı H_0 testini sınama amacına sahiptir. Kolay bir yöntem olan bütün olası kırılma noktalarında tahmin edilen α değerlerinin ilgili t istatistiklerini oluşturmayı kapsamaktadır. Bu süreç 1'den m'ye kadar bütün kırılmalar için aynen devam eder ve bu t istatistikleri dizisinin minimumu kırılma noktasını oluşturur. Bütün olası kırılma noktaları T ile gösterilmektedir ve $i = 1, \dots, m$ olarak ifade edilir. Kapetanios (2005) testinde t-test istatistiğinin sıfır hipotez altındaki dağılımı kırılma sayısını verir ve kırılma bölümleri Lumsdaine-Papell (1997) takip edilerek elde edilmektedir. Ayrıca t-test istatistiklerinin minimum dağılımı doğrudan Zivot-Andrews (1992)'ten alınmıştır. Testin tutarlılığı, kırılma dönemlerinin ve Bai-Perron (1998) tarafından sağlanan yapısal kırılmalı alternatif hipotez altındaki diğer katsayıların tutarlı tahminleriyle güvence altına alınmaktadır. Kapetanios (2005) En Küçük Kareler yöntemi ile elde edilen t istatistiklerini kullanarak daha uygun ve daha az hesaplama yoğunluğu içeren bir süreci dikkate almakta ve Bai-Perron (1998)'un ızgara tarama (Grid Search) şemasını dikkate alarak bir test oluşturmaktadır. Bai-Perron (1998)'un araştırma şeması;

1. Maksimum kırılma sayısı (m) için bir tek kırılma araştırılmaya başlanır ve örneklemdaki bütün olası kırılma noktaları için $\alpha = 1$ hipotezinin t istatistikleri elde edilir. Bütün olası kırılma dizisi \mathcal{T}_1^α olarak gösterilir. Ayrıca, τ^1 t-test istatistiğini gösterir.

2. Kırılma zamanı kalıntı kareler toplamının minimum olduğu tarih olarak belirlenir. Gecikme sayısı k 'nın bilindiği varsayılır.

$$SSR = \sum_{t=k+2}^T \left(y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\phi}_1 DU_{1,t} + \hat{\psi}_1 DT_{1,t} \right)^2$$

3. Tahmin edilen kırılma tarihi örnekleme dâhil edilerek sonraki kırılma tarihi aynı şekilde bütün olası kırılma tarihleri dikkate alınarak araştırılır. Tüm olası kırılma durumları \mathcal{J}_2^α olarak gösterilir. Tüm olası durumlarda $\alpha = 1$ hipotezinin test istatistikleri elde edilir ve τ_2 şeklinde ifade edilir. τ^2, τ^1 'e ilave edilerek $\tau_1^2 = \tau^1 \cup \tau^2$ elde edilir.
4. Önceki tahmin edilen kırılma gibi kalıntı kareler toplamı (SSR) minimum olan kırılma seçilir.
5. Üçüncü ve dördüncü adımlar m kırılma tahmin edilene kadar tekrarlanır. Bütün olası kırılma tarihleri $\mathcal{J}_i^\alpha, i = 3, \dots, m$ şeklinde gösterilir.
6. Test istatistiği olarak τ_{min}^m , minimum test istatistiği dizisi ise $\tau_1^m = \tau^1 \cup \tau^2 \cup \dots \cup \tau^m$ şeklinde kabul edilir.

Bu test istatistiğinde örneklemin başında ve sonunda ya da ardışık kırılmalara izin verilmemektedir. Her bir tahmin edilen kırılmanın iki alt örneklem arasında olduğu varsayılmakta ve örneklem büyüklüğü arttıkça iki örneklem arasındaki büyüklük T oranıyla sonsuza eğilimli olmaktadır. Diğer bir deyişle her kırılma araştırmasında sıfırdan farklı bir düzeltme parametresinden (ε) yararlanılmaktadır (Kapetanios, 2005: 126-127).

Test istatistiğinin dağılımındaki düzgün yakınsama Lumsdaine-Papell (1997) ve Zivot-Andrews (1992) sonuçlarının genişletilmesiyle elde edilmektedir. $\hat{\delta}_i$ kırılma kesitlerinin hesaplamalarının asimptotik davranışları çok önemli bir şekilde ε 'nin sıfır olup olmamasına bağlıdır. Eğer ε sıfır ise eşit olasılıkla $\hat{\delta}_1 = 0$ ya da 1 olur. Aksi takdirde $\hat{\delta}_i$ rastgele bir değişkenle birleşir (Kapetanios, 2005: 128).

$\hat{\delta}_1, \dots, \hat{\delta}_{i-1}$ 'i veren $\hat{\delta}_i$ 'nin koşullu dağılımı $\hat{\delta}_1$ ile aynı olduğu açıktır. Ancak marjinal dağılımı aynı olmamaktadır. Her bir durum için kırılma kesitlerinin dağılımı ve test istatistiği ε parametresine bağlıdır. Tahmin edilen kırılma noktası sıfır hipotez

altında hata teriminin varyansına ve eğim parametresine bağımlı olmayacaktır. Çünkü kalıntı kareler toplamının minimize edilmesiyle tahmin edilen kırılma noktası sürecin normalleştirilmesi, trendin ve ortalamanın azalmasıyla değişmez.

Kapetanios (2005) testinin asimptotik dağılımı oldukça karmaşık ve literatürde önceki çalışmalardaki simülasyonlarla benzer olmaktadır. m yapısal kırılmalı alternatif hipotez altında kırılma kesitleri ve modelin katsayıları Bai-Perron (1998)'a göre uygun bir şekilde hesaplanmakta ve sonuç olarak istatistiksel olarak tutarlılığı sağlayarak eksi sonsuza eğilimli olmaktadır.

Kapetanios (2005) üç durum arasında ayırım yapmıştır. Birincisi, hem sıfır hipotez hem de alternatif hipotez altında $\psi_1 = \dots = \psi_m = 0$ olduğunu varsayıp bu durumu model A olarak belirtmiştir. İkincisi, $\phi_1 = \dots = \phi_m = 0$ olduğu varsayarak bu durumu da model B olarak belirtmektedir. Üçüncüsü ise alternatif hipotez altında 2.31 numaralı denklemi dikkate alarak bunu da model C olarak belirtmektedir.

Gecikme sayısı k 'nın bilindiği varsayılmaktadır. Bu varsayım analiz için çok önemli olmamakla birlikte Ng ve Perron (1995)'un sonuçları dikkate alınırsa kolaylıkla terk edilebilmektedir. Ng-Perron (1995) çalışması birim kök modelindeki hata teriminin bir ARMA sürecine sahip olduğunu ama ADF testinin kullanıldığını varsaymaktadır. Böyle bir durumda veri kaynaklı bir sürecin k 'yı belirlemek için kullanıldığı görülür ve bu veri kaynaklı süreç k 'nın belirtilen oranlar içinde yükselmesini sağlar ki o zaman ADF testinin dağılımı değişmez. Hem standart bilgi kriterleri (AIC, BIC) hem de sıralı test süreçlerinin gerekli koşulları sağladıkları görülmektedir (Kapetanios, 2005:128).

Kapetanios (2005) çalışmasında, A, B ve C durumları için kritik değerleri beş kırılma için belirlemiştir. Kritik değerler simülasyonlarla hesaplanmıştır. Bu simülasyonlar Standart Rastgele Yürüyüş modeline göre düzenlenmiş ve her bir durum için ilgili modelin tahmin edilmesinde kullanılmıştır. Hatalar standart normal dağılıma sahiptir ve GAUSS'un pseudo-random (yalancı, rastgele) sayı üreticisi kullanılarak düzenlenmiştir (Kapetanios, 2005: 128).

Kapetanios (2005) Monte Carlo çalışmalarıyla testin küçük örneklem özelliklerinin hem örneklem büyüklüğünü hem de örneklem gücünü incelemiştir. Örneklem büyüklüğünün özellikleri Standart Rastgele Yürüyüş simülasyonlarıyla incelenmiştir. Yapılan çalışma sonucunda örneklem büyüklüğünün iyi özelliklere sahip

olduğu tespit edilmiştir. Testin örneklem gücünün özelliklerinin beklentilerle uyumlu olduğu görülmektedir. Kapetanios (2005) daha fazla kırılmanın veri üretim süreçlerine dâhil edilmesiyle testin gücünün azaldığını ve çoğu durumda Dickey-Fuller testinin kırılma olduğu varsayılan testlerden daha güçlü olduğunu belirtmiştir. Ama Kapetanios (2005) kırılma olduğu varsayılan testlerin veri üretim süreçleri ve daha küçük örneklem büyüklükleri için daha güçlü olduğunu vurgulamıştır (Kapetanios, 2005: 128-131).

2.4.2. Carrion-i Silvestre, Kim ve Perron (2009) Testi

Carrion-i Silvestre vd. (2009) çalışmaları, Kim ve Perron (2009) çalışmalarının farklı yönlerden geliştirilmiş bir halidir. Carrion-i Silvestre vd. (2009) çalışmalarında trend fonksiyonunun hem düzeyinde hem de eğiminde belirsiz sayıda kırılmaya izin vermektedir. Quasi-GLS olarak adlandırılan Elliott, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından kullanılan trendden arındırma yöntemi kullanılmıştır. Bu metot yerel asimptotik Gaussian güç zarfına yakın yerel asimptotik güç fonksiyonlarına sahip testlere izin veren bir yöntemdir. Ayrıca Stock (1999)'un tanıttığı ve Ng-Perron (2001)'un analizlerini gerçekleştirdiği çeşitli M-test sınıfları dikkate alınmaktadır. Ayrıca bu test Perron (1989)'un additive outlier (AO) modeliyle sınırlanmaktadır (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1756).

y_t 'nin stokastik veri üretme süreci;

$$y_t = d_t + u_t \quad (2.33)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (2.34)$$

u_t gözlemlenmemiş, ortalaması sıfır olan bir süreçtir. Sonuçlar genellikle $E(u_0^2) < \infty$ zayıf koşulu için tutulmasına rağmen $u_0 = 0$ olduğunu varsayılmaktadır. v_t hata terimi $\sum_{i=0}^{\infty} i |\gamma_i| < \infty$ olması durumunda $v_t = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i \eta_{t-i}$ olarak tanımlanmakta ve $F_t = \sigma - field\{\eta_{t-i}; i \geq 0\}$ filtrelemesi yapılarak $\{\eta_t\}$ bir martingale fark dizisine uyumlu hale getirilmektedir. Uzun dönem varyansı $\sigma^2 = \sigma_{\eta}^2 \gamma(1)^2$ ve kısa dönem varyansı $\sigma_{\eta}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(\eta_t^2)$ olarak tanımlanmaktadır.

Carrion-i Silvestre vd. (2009) üç modeli dikkate almıştır; birincisi sabitte kırılmaya izin veren “Model 0”, ikincisi eğimde kırılmayı dikkate alan “Model 1” ve

sonucusu hem sabitte hem de eğimde kırılmayı dikkate alan “Model 2” olarak adlandırılan modellerdir. Kırılma kukla değişkenleri $t > T_j^0$ durumunda $DU_t(T_j^0) = 1$ değerini alırken $DT_t^*(T_j^0) = t - T_j^0$ değerini almaktadır. Diğer durumlarda ise her iki kukla değişken de sıfır değerini almaktadır. $T_j^0 = [T\lambda_j^0]$ değeri j . kırılma tarihini göstermektedir. $\lambda_j^0 = T_j^0/T \in (0,1)$ ise kırılma kesit parametresidir. m sayıda kırılma kesit parametresi $\lambda^0 = (\lambda_1^0, \dots, m)'$ vektöründe toplanmaktadır (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1756).

d_t deterministik bileşeni aşağıdaki gibi gösterilir;

$$d_t = z_t'(T_0^0)\psi_0 + z_t'(T_1^0)\psi_1 + \dots + z_t'(T_m^0)\psi_m \equiv z_t'(\lambda^0)\psi \quad (2.35)$$

$$z_t(\lambda^0) = [z_t'(T_0^0), \dots, z_t'(T_m^0)]' \quad (2.36)$$

$$\psi = (\psi_0', \dots, \psi_m') \quad (2.37)$$

Deterministik bileşenler ve ilişkili katsayılar $z_t(T_0^0) \equiv z_t(0) = (1 \ t)'$ ve $\psi_0 = (\mu_0, \beta_0)'$ olarak tanımlanmıştır. Kukla değişkenler ise $1 \leq j \leq m$ için;

$$z_t(T_j^0) = \begin{cases} DU_t(T_j^0), \\ DT_t^*(T_j^0), \\ (DU_t(T_j^0), DT_t^*(T_j^0))' \end{cases}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Model 0'da $\psi_j = \mu_j$, Model 1'de $\psi_j = \beta_j$ ve Model 2'de $\psi_j = (\mu_j, \beta_j)'$ eşittir.

Model 0 ve model 2 için, örneklem büyüklüğü arttıkça sabitteki değişimin büyüklüğünün daha da genişlediği durum dikkate alınmıştır yani $\eta > 0$ durumunda $(\mu_1, \dots, \mu_m) = T^{1/2+\eta}(\kappa_1, \dots, \kappa_m)$ eşit olmaktadır. Modeller bu durumda Model 0b ve IIb olarak isimlendirilir. Bu modeller sonlu örneklemlerde testlerin önemli özelliklerini yakalamak için kullanışlıdır. Model 0 ve 2'de sabitte değişme Elliott vd. (1996) tarafından tanımlanan “slowly evolving trend” (yavaşça gelişen trend) sınıfına aittir ve testlerin asimptotik büyüklüğü ve gücüne etkisi yoktur. Değişimin önemi (büyüklüğü)

göz ardı edildiği zaman genelde elde edilen asimptotik dağılımın sonlu örneklem dağılımına kötü bir yaklaşımını içerir. İkinci bir önemli özellik, bilinmeyen kırılma kesitlerinin tahminiyle ilgilidir. Perron ve Zhu (2005) tarafından gösterildiği gibi sabitte değişme örneklem büyüklüğü arttıkça artacak biçimde modellendiği zaman yakınsama oranı artmaktadır. Bu durum birim kök testlerinin özellikleri için önemli içeriklere sahip olmaktadır (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1758).

GLS-detrended olarak adlandırılan birim kök test istatistikleri $y_t^{\bar{\alpha}}$ ve $z_t^{\bar{\alpha}}(\lambda^0)$ yarı farklılaştırılmış değişkenlere (Quasi-Differenced Variables) dayanmaktadır. Bu değişkenler $y_1^{\bar{\alpha}} = y_1, z_1^{\bar{\alpha}}(\lambda^0) = z_1(\lambda^0)$ olarak tanımlanmakta ve $y_t^{\bar{\alpha}} = (1 - \bar{\alpha}L)y_t, z_t^{\bar{\alpha}}(1 - \bar{\alpha}L)z_t(\lambda^0), t = 2, \dots, T$ ve $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$ olarak ifade edilmektedir. \bar{c} merkezi olmayan bir parametredir. Veri dönüştürülmeden önce deterministik bileşenlerle ilişkili ψ parametresi aşağıdaki amaç fonksiyonu minimize edilerek tahmin edilmektedir;

$$S^*(\psi, \bar{\alpha}, \lambda^0) = \sum_{t=1}^T \left(y_t^{\bar{\alpha}} - \psi' z_t^{\bar{\alpha}}(\lambda^0) \right)^2 \quad (2.38)$$

fonksiyonunun minimumu $S(\bar{\alpha}, \lambda^0)$ ile gösterilir (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1758-1759).

Merkezi olmayan parametre \bar{c} 'nin seçimi Elliott vd. (1996) tarafından önerildiği gibi 2.34 numaralı denklemde $\alpha = \bar{\alpha}$ olan alternatif hipoteze karşı $\alpha = 1$ olan sıfır hipotezi test etmek için Gaussian en uygun nokta istatistiği (Point Optimal Statistics) ile ilgilidir. Elliott vd. (1996) ile Perron ve Rodrigez (2003) analizlerini takiben, uygun optimum nokta istatistiği aşağıdaki denklemde verilmektedir;

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\}/s^2(\lambda^0) \quad (2.39)$$

$s^2(\lambda^0)$, v_t 'nin sıfır frekansında spektral yoğunluğunun bir tahminidir. Ng-Perron (2001) ve Perron-Ng (1998) çalışmalarını izleyerek aşağıda tanımlanan bir otoregresif tahmini kullanılmaktadır;

$$s(\lambda^0)^2 = s_{ek}^2 / \left(1 - \sum_{j=1}^k \hat{b}_j\right)^2 \quad (2.40)$$

$$s_{ek}^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{t,k}^2 \quad (2.41)$$

$\{\hat{b}_j, \hat{e}_{t,k}^2\}$ ise En Küçük Kareler denkleminden elde edilmektedir. En Küçük Kareler denklemi ise aşağıdaki gibidir.

$$\Delta\tilde{y}_t = b_0\tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j\Delta\tilde{y}_{t-j} + e_{t,k} \quad (2.42)$$

$$\tilde{y}_t = y_t - \hat{\psi}'z_t(\lambda^0) \quad (2.43)$$

Buradaki $\hat{\psi}$ ise 2.38 numaralı denklemde minimize edilmiştir.

Otokorelasyon dizisi k , Perron-Qu (2007) tarafından önerilen değişiklikle Ng-Perron (2001)'un önerdiği modifiye edilmiş bilgi kriteri kullanılarak seçilmiştir (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1759).

Carrion-i Silvestre vd. (2009) testinde Perron ve Rodrigez (2003)'i takip ederek çoklu yapısal kırılmalara izin veren Ng ve Perron (2001)'un M-sınıf test analizi kullanmaktadır ve bu testler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$MZ_{\alpha}^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(2T^{-2}\sum_{t=1}^T\tilde{y}_{t-1}^2)^{-1} \quad (2.44)$$

$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = (s(\lambda^0)^{-2}T^{-2}\sum_{t=1}^T\tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (2.45)$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(4s(\lambda^0)^2T^{-2}\sum_{t=1}^T\tilde{y}_{t-1}^2)^{-1/2} \quad (2.46)$$

Diğer bir istatistik, Ng-Perron'dan (2001) elde edilmiştir, modifiye edilmiş uygun optimal nokta testidir;

$$MP_T^{GLS}(\lambda^0) = [c^{-2}T^{-2}\sum_{t=1}^T\tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1}\tilde{y}_T^2]/s(\lambda^0)^2 \quad (2.47)$$

Bu test Stock (1999)'da M-testinin tanımlanmasına yol açan benzer motivasyonlara dayanmakta yani iyi bilinen birim kök testleri gibi aynı asimptotik dağılımlara sahip olan örneklem momentlerinin fonksiyonlarını sağlamaktadır. Ayrıca limit dağılımı uygun optimum nokta testinin limit dağılımıyla örtüştüğü için $MP_T^{GLS}(\lambda^0)$ testi önemlidir (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1762).

Carrion-i Silvestre (2009) çalışmasında kırılma tarihlerini tahmin etmek için GLS trendden arındırma modelinin kalıntı karelerinin toplamının genel minimizasyonunu (Global Minimization) kullanmıştır (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1767).

$$\hat{\lambda} = \underset{\lambda \in \Lambda(\varepsilon)}{\operatorname{argmin}} S(\bar{\alpha}, \lambda)$$

$$S(\bar{\alpha}, \hat{\lambda}) = \min_{\lambda \in \Lambda(\epsilon)} S(\bar{\alpha}, \lambda)$$

Carrion-i Silvestre (2009) kırılma sayısı ikiden büyük olduğu durumlarda düzenli ızgara taraması yerine Bai-Perron (2003)'ü takip ederek dinamik programlama yaklaşımını kullanmıştır. Kırılma tarihlerinin hesaplanmasında kullanılan yaklaşım matrisin blok köşegenliğini bozduğundan dolayı katsayılara kısıtlar getirilmektedir. Bu kısıtlamalarla kırılma tarihlerinin hesaplanmasında Perron-Qu 'nun (2006) yinelemeli süreci kullanılmaktadır. Bu sürecin adımları şu şekildedir;

1. Sıradan En Küçük Kareler metodu 2.33 numaralı denkleme uygulanarak $\hat{\psi} = (\hat{\psi}'_0, \hat{\psi}'_1, \dots, \hat{\psi}'_m)'$ katsayılar, $\hat{\lambda} = (\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m)$ ilgili kırılma kesitleri ve kırılma tarihlerinin başlangıç tahminleri hesaplanır. Bu tahminler Bai-Perron (2003) algoritmasının standart bir uygulamasını içermektedir.
2. Kırılma tarihlerinin ilk tahminlerinin verilen dizisi için \bar{c} 'nin başlangıç değeri elde edilir.
3. Elde edilen kısıtlanmış kalıntı kareler toplamı $RSSR(T^*(\hat{\psi}, 1, n))$ ve katsayıların (ψ) verilen vektörü için birinci n gözlem kullanılarak optimal r kırılma tarihleri vektörü $T^*(\psi, r, n) = (T^*_1(\psi, r, n), \dots, T^*_r(\psi, r, n))$ elde edilir. Daha sonra tahmin edilen kırılma tarihleri kaydedilir ve merkezi olmayan parametre \bar{c} buna göre düzenlenir.
4. Yakınsama oluncaya kadar ikinci ve üçüncü adımlar tekrarlanır (Carrion-i Silvestre vd., 2009: 1768-1772).

Carrion-i Silvestre (2009) yapısal kırılmaların varlığı altında birim kök sıfır hipotezine karşı yapısal kırılmaların varlığında birim kök yoktur alternatif hipotezini sınamaktadır. Hem sıfır hipotezi hem de alternatif hipotez kırılmaları dikkate almaktadır. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda yapısal kırılmalar altında birim kök sıfır hipotezi kabul edilir. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden küçük olması durumunda ise yapısal kırılmalar altında birim kök sıfır hipotezi reddedilir ve serinin yapısal kırılmalarla durağan olduğu kabul edilir (Göçer vd., 2013: 11).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

BAŞLICA MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNE UYGULAMA

3.1. LİTERATÜR TARAMASI

Çalışmanın bu bölümünde birim kök üzerine geliştirilmiş test yöntemleri ve bu testlerle yapılmış uygulamaların özet bir literatürü verilmektedir. Bu alandaki öncü çalışmalardan birisi Nelson ve Plosser (1982) 'in çalışmasıdır. Bu çalışmada Nelson ve Plosser (1982) makro iktisadi zaman serilerinin deterministik ya da stokastik bir sürece sahip olup olmadığını belirlemek amacıyla Dickey-Fuller testine dayalı bir çalışma yapmıştır. Bu çalışmada ABD ekonomisine ilişkin 1860-1970 arasında farklı dönemleri kapsayan yıllık 14 adet makro iktisadi değişken kullanılmışlardır. Bu değişkenlerin çoğunun stokastik bir sürece sahip olduğunu yani bu değişkenlerin doğalarında durağan olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Stock ve Watson (1986) ABD ekonomisine ilişkin GSMH'nin birim köke sahip olup olmadığı üzerine bir çalışma yapmışlardır. Çalışmada Nelson-Plosser (1982), Friedman-Schwartz (1982) ve ulusal gelir hesaplarından elde edilmiş dönemlik seriler kullanılmıştır. Bu seriler I. Dünya Savaşı öncesi ve sonrası şeklinde iki farklı zaman aralığına ayrılmıştır. 1869-1909 yıllarına uygulanan testler sonucunda GSMH'nin birim kök içermediği, 1909-1970 yıllarına uygulanan testler sonucunda ise serinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşmışlardır.

Dickey, Bell ve Miller (1986) çalışmalarında ABD ekonomisine ilişkin demir çelik ihracatı, doğum oranları, nüfus, güneş radyasyonu ve konut başlangıçları değişkenlerini kullanmışlardır. Bu değişkenler farklı dönemlere ilişkin yıllık ve aylık değişkenlerden oluşmaktadır. Bu çalışmada fark süreçlerin durağan bir ARMA modeli olup olmadığını test eden bir yöntem önerilmektedir. Çalışmada bazı değişkenlerin birim köklü bazı değişkenlerin ise durağan ARMA sürecine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Perron-Phillips (1987) çalışmasında ABD'nin Kişi başına GSYİH değişkenini Stock ve Watson (1986)'un kullandığı ile benzer bir şekilde kullanarak değişkenin birim kök içerip içermediğini test etmişlerdir. Bu çalışmada Phillips-Perron (1988) tarafından

geliştirilen bir test kullanılmıştır. Bu test sonucunda Nelson-Plosser (1982)'in kullandığı değişkenin II. Dünya Savaşı öncesi ve sonrasında birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır. Friedman-Schwartz (1982) serilerinde ise II. Dünya Savaşı öncesi için birim kök olmadığı sonucuna ulaşılırken savaş sonrası için ise serinin birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Ulusal gelir hesaplarından elde edilen dönemlik değişkenin savaş sonrası alt örneğinde birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Walton (1988) Birleşik Krallığın Reel GSYİH değişkeni üzerine bir çalışma yapmıştır. Bu çalışmada 1948-1986 yıllık ve 1958-1986 dönemlik reel GSYİH değişkeni Dickey-Fuller (1979,1981) ve Phillips-Perron (1988) testleriyle test edilmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre ise reel GSYİH değişkeninin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Rappoport ve Reichlin (1989) yapmış oldukları çalışmada Gallant and Fuller (1973)'in parçalı trendler (Segmented Trends) yöntemini kullanmışlardır. Nelson ve Plosser 'in kullanmış olduğu değişkenler üzerine yapmış oldukları bu çalışmada 13 değişkenden 7'sinin fark durağan bir sürece sahip olduğu hipotez reddedilmiştir.

Perron (1989) çalışması zaman serilerinde yapısal kırılmanın öneminden bahseden ilk çalışmadır. Bu çalışmada Perron (1989) zaman serisinde meydana gelen bir yapısal değişimin dikkate alınmaması bu zaman serisinin birim köklü olması yönünde sonuç vereceğini iddia etmektedir. Bu nedenle Perron (1989) ADF modeline 1929 Büyük Buhran ve 1973 Petrol Krizini yapısal değişim olarak ekleyen bir model geliştirmiştir. 1929 seride ani bir değişmeyi ifade ederken 1973 serinin trendinde meydana gelen bir değişmeyi ifade etmektedir. Perron (1989) çalışmasında Nelson-Plosser 'in kullanmış olduğu değişkenleri kullanarak bir uygulama yapmıştır. Bu çalışmanın sonucunda 14 değişkenden 11'inin güçlü bir şekilde birim kök sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Zivot ve Andrews (1992) çalışmalarında Perron (1989)'un dışsallık yaklaşımını eleştirerek yapısal değişimin içsel olarak belirlendiği bir yöntem önermişlerdir. Bu çalışmada Nelson-Plosser 'in kullanmış olduğu değişkenler kullanılarak bir uygulama yapılmıştır. Bu uygulama sonucunda Perron (1989)'un sonuçlarına karşın daha az bir kanıt elde edilmiştir. Perron (1989) on dört değişkenin on birini durağan kabul ederken Zivot-Andrews bu değişkenlerin altısını durağan bulmuştur.

Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992) yapmış oldukları çalışmada birim kökü test etmek amacıyla yinelenen, yuvarlanan ve ardışık testler geliştirmişlerdir. Bu çalışmada OECD üyesi yedi ülkenin savaş sonrası reel gelirleri üzerine bir uygulama yapmışlardır. Bu ülkeler Kanada, Almanya, ABD, Japonya, Fransa, İtalya ve İngilteredir. Çalışma sonucunda Kanada ve Japonya dışındaki ülkeler için birim kök sıfır hipotezi reddedilememiştir.

Amsler ve Lee (1995) çalışmasında Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen birim kök testini uygun bir şekilde düzenleyerek tek kırılmayı dikkate alan bir test geliştirmişlerdir. Bu test ile Nelson-Plosser 'in kullandığı değişkenlerle bir uygulama yapmışlardır. Bu uygulama sonucunda reel GSMH, para stoku ve endüstriyel üretim değişkenleri dışındaki bütün değişkenlerin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Lumsdaine ve Papell (1997) çalışmasında bir zaman serisinin veri üretim sürecinde iki kırılma söz konusu ise tek kırılmayı dikkate alan testlerin birim kök sürecini tahmin etmede başarısız olacaklarını belirtmişlerdir. Bu nedenle Lumsdaine ve Papell (1997) iki kırılmayı dikkate alan bir test geliştirmişlerdir. Bu çalışmada Nelson-Plosser 'in değişkenleri kullanılarak bir uygulama yapılmıştır. Uygulama sonuçlarına göre birim kök reddine yönelik Perron (1989)'dan daha az kanıt bulunurken, Zivot ve Andrews (1992)'e göre daha fazla kanıt elde edilmiştir.

Perron (1997) çalışmasında kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği tek kırılmayı dikkate alan bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu test ile G7 ülkelerinin II. Dünya Savaşı sonrası dönemlik reel GSMH ve GSYİH verileri ile bir uygulama yapmıştır. Bu uygulama sonucunda İtalya hariç bütün ülkeler için birim kök sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Bierens (1997) çalışmasında doğrusal ve doğrusal olmayan trendlerle ADF testine dayalı çeşitli testler önermektedir. Çalışmada Nelson-Plosser 'in GSMH deflatörü, tüketici fiyat endeksi ve faiz oranı değişkenlerinin genişletilmiş haline bir uygulama yapılmıştır. Bu uygulama sonucunda bu değişkenler doğrusal olmayan trend durağan olarak belirlenmiştir.

Nunes, Newbold ve Kuan (1997) çalışmalarında Zivot-Andrews testini birim kök sıfır hipotez altında da bir kırılmaya izin verecek şekilde geliştirmişlerdir. Çalışmada

Nelson-Plosser 'in veri seti kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda hiçbir değişken için birim kök sıfır hipotezi reddedilememiştir.

Clemente, Montanes ve Reyes (1998) çalışmalarında Perron ve Vogelsang (1992) çalışmasının geliştirerek ortalamada iki kırılmayı dikkate alan bir test önermektedirler. Bu çalışmada İngiltere ve ABD ekonomisine ilişkin 1980-1995 arası dönemlik uzun dönem faiz oranı değişkeni kullanılmıştır. Bu çalışma sonucunda İngiltere ve ABD'ye ait uzun dönem faiz oranı değişkeni ortalamada iki kırılma ile durağan olarak bulunmuştur.

Ohara (1999) çalışmasında bilinmeyen tarihlerde çoklu trend kırılmalarına izin veren bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu çalışmada Nelson-Plosser 'in veri setinden paranın dolaşım hızı, GSYİH ve tüketim değişkenlerini kullanırken Japon ekonomisine ilişkin ise GSYİH ve tüketim değişkenlerini kullanılmıştır. Çalışma sonucunda ABD için paranın dolaşım hızı ve GSYİH değişkenlerinin, Japonya için ise bütün değişkenlerin birim kök sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Yurdakul (2001) çalışmasında 1950-1999 dönemlerini kapsayan Türkiye'deki enflasyonist süreci incelemiştir. Bu çalışmada TÜFE ve TEFEE değişkenlerine Perron (1989), Zivot ve Andrews (1992), Banarjee, Lumsdaine ve Stock (1992) ve Perron (1997) bir kırılmayı dikkate alan testler uygulanmıştır. Bu çalışmanın sonucunda değişkenlerin yapısal kırılma ile birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Lee ve Strazicich (2003) çalışmalarında Lumsdaine ve Papell (1997)'in sıfır hipotez altında kırılma olmadığı varsayımını eleştirerek sıfır hipotez altında da iki kırılmanın olduğunu varsayan minimum Lagrange Çarpanına (LM) dayalı yeni bir yaklaşım geliştirmişlerdir. Bu test yaklaşımı ile Nelson-Plosser 'in serileri test edilmiştir. Bu test sonuçlarına bakıldığında, 14 değişkenin 4'ünde birim kök sıfır hipotezi Lumsdaine-Papell testine göre daha güçlü bir şekilde reddedilmiştir.

Hayashi (2005) çalışmasında Japonya ekonomisine ilişkin 13 makro iktisadi değişken kullanarak bunların yapısal değişim altında durağan olup olmadıklarını sınamıştır. Bu çalışma için 8 değişkeni aylık; 5 değişken ise dönemlik olarak kullanılmıştır. Değişkenlerin kapsamı 1955-1999 olarak belirlenmiştir. Çalışmada ADF ve PP testleri kullanılırken, yapısal değişim sayısını ve zamanını belirlemek için

Yamamoto (1996) tarafından geliştirilen Chow-Yamamoto testi kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda değişkenlerden yedisinin birim kök sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Narayan ve Smyth (2005) çalışmalarında Avusturalya ekonomisine ilişkin 1960-2004 dönemini kapsayan 16 makro iktisadi değişken kullanarak bu değişkenlerin birim kök özelliklerini belirlemek istemişlerdir. Çalışmada ADF, Zivot-Andrews (1992), Lee-Strazicich (2003,2004), Lumsdaine-Papell (1997) testleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda yapısal kırılmalı birim kök testleriyle 16 makro iktisadi değişkenin 7'sinin yapısal kırılmaların varlığıyla durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Glynn, Perera ve Verma (2007) çalışmalarında Hindistan'a ilişkin 1950-2005 dönemini kapsayan yıllık GSYİH, yatırımlar ve tasarruf değişkenlerini kullanarak ADF, Perron (1997) ve Lee-Strazicich (2003) testlerini yapmışlardır. Bu çalışma sonucunda bütün testlerde değişkenler durağan olarak bulunurken yalnızca GSYİH değişkeninin ADF testinde birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Yılcı (2009) çalışmasında Türkiye'de işsizlik histerisini sınamak amacıyla 1923-2007 dönemlerini kapsayan işsizlik oranı verileriyle bir uygulama yapmıştır. Bu çalışmada histeri etkisinin sınanması amacıyla Perron, Zivot-Andrews, Lumsdaine-Papell ve Lee-Strazicich testleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda işsizlik oranı değişkeninin birim köklü olduğu yani histeri etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Pascalau (2010) çalışmasında Nelson-Plosser veri seti ve bu veri setinin genişletilmiş halini Enders ve Lee (2006) ile Becker vd. (2006) Esnek Fourier birim kök ve durağanlık testleriyle test etmiştir. Çalışmanın sonucunda Nelson-Plosser 'in orijinal veri setine uygulanan testler sonucunda yalnızca işsizlik oranı değişkeni durağan bulunurken, genişletilmiş veri seti için ise endüstriyel üretim, işsizlik oranı ve stok fiyatları durağan olarak bulunmuştur.

Narayan ve Popp (2010) çalışmalarında ADF tipi iki kırılmayı dikkate alan yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu çalışmada Nelson-Plosser ve yeni bir veri seti kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda Nelson-Plosser 'in veri setine uygulanan test sonucunda üç değişkenin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yeni veri setine uygulanan test sonucunda ise 32 makro iktisadi değişkenin 13'ünün durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bozoklu ve Yılandı (2010) alıřmalarında geliřmekte olan seilmiř 7 lke iin 1995-2009 dnemlerini kapsayan reel dviz kurlarının durađanlıđını sınavarak SAGP'nin geerliliđini sınavmak istemiřlerdir. alıřmada Lanne vd. (2002) ile Saikkonen ve Ltkepohl (2002) yapısal kırılmalı testleri kullanarak SAGP test edilmiřtir. alıřmanın sonucunda in ve Meksika dıřındaki lkeler iin SAGP'nin geerli olmadıđı yani birim kk ierdiđi sonucuna ulařılmıřtır.

İđde (2010) alıřmasında Trkiye ekonomisine iliřkin 1987-2009 yıllarını kapsayan dnemlik veriler kullanarak yapısal kırılma olması durumunda seilmiř 10 makro iktisadi deđiřkenin birim kkl bir srece sahip olup olmadıđını belirlemek istemiřtir. Bu amala, Zivot-Andrews, Banerjee vd. (1992), Perron (1997) ve Lee-Strazicich (2004) testlerini kullanmıřtır. alıřmanın sonucunda geleneksel birim kk testlerinde fark durađan olarak belirlenen birok serinin kırılmayı dikkate alan testlerle trend durađan bir srece sahip olduđu belirlenmiřtir.

Ekinci (2011) alıřmasında Almanya, ABD, Avustralya, Avusturya, Belika, Danimarka, Gney Afrika, Gney Kore, Hollanda, Fransa, İngiltere, İrlanda, İsrail, İsvire, İtalya, Kanada, Norve, Tayland ve Yeni Zelanda lkelerine iliřkin reel faiz oranlarının kalıcılıđı incelenmektedir. Bu amala dnemlik frekansa sahip geniř bir veri seti kullanılmıřtır. Dickey-Said (1984) ve Rapach-Wohar (2004)'ın ADF tipi testleri yapısal kırılmayı dikkate alan bir řekilde geliřtirilerek bu deđiřkenler zerine uygulama yapılmıřtır. alıřmanın sonucunda, yapısal kırılmalar dikkate alındıđı takdirde reel faiz oranlarındaki kalıcılıđın dřk dzeyde olduđu ynnde bulgular elde edilmiřtir.

Kula, Aslan ve ztrk (2012) alıřmalarında OECD lkelerinin kiři bařına elektrik tketimlerinin durađanlıđını belirlemek amacıyla bir analiz yapmıřlardır. alıřmada 23 yksek gelire sahip OECD lkesi iin 1960-2005 dnemlerini kapsayan kiři bařına elektrik tketimi serisi kullanılmıřtır. Bu deđiřkenlerin durađanlıđının belirlenmesi amacıyla Lee ve Strazicich (2003;2004)'ın bir ve iki kırılmayı dikkate alan yntemleri kullanılmıřtır. alıřmanın sonucunda 21 lkenin kiři bařına elektrik tketiminin durađan olduđu sonucuna ulařılmıřtır.

Hasanov ve Telatar (2014) 1980-2006 dnemi iin 178 lkenin enerji tketiminin durađanlıđını belirlemek iin bir alıřma yapmıřlardır. Bu alıřmada ADF, KSS ve ST-TAR testleriyle bir uygulama yapılmıřtır. alıřmanın sonucunda ADF testi iin 55, KSS

testi için 71 ve ST-TAR testi için ise 121 ülkede birim kök sıfır hipotezi reddedilebilmiştir.

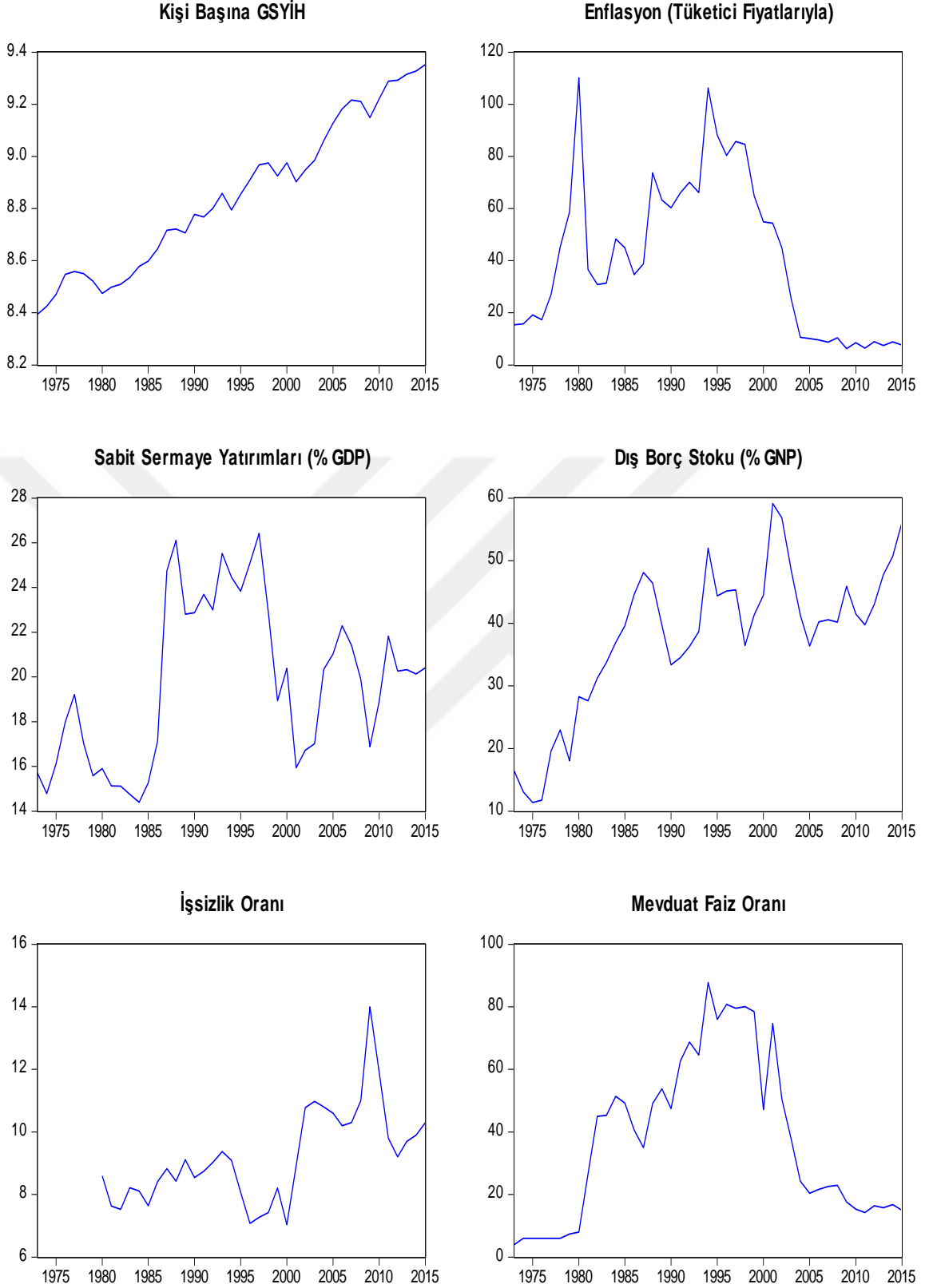
3.2. MODEL VE VERİ SETİ

Çalışmanın bu bölümünde analizde kullanılacak değişkenler tanımlanmıştır. Bu değişkenlerin kapsamı ve kaynağı Tablo 3.1’de verilmektedir.

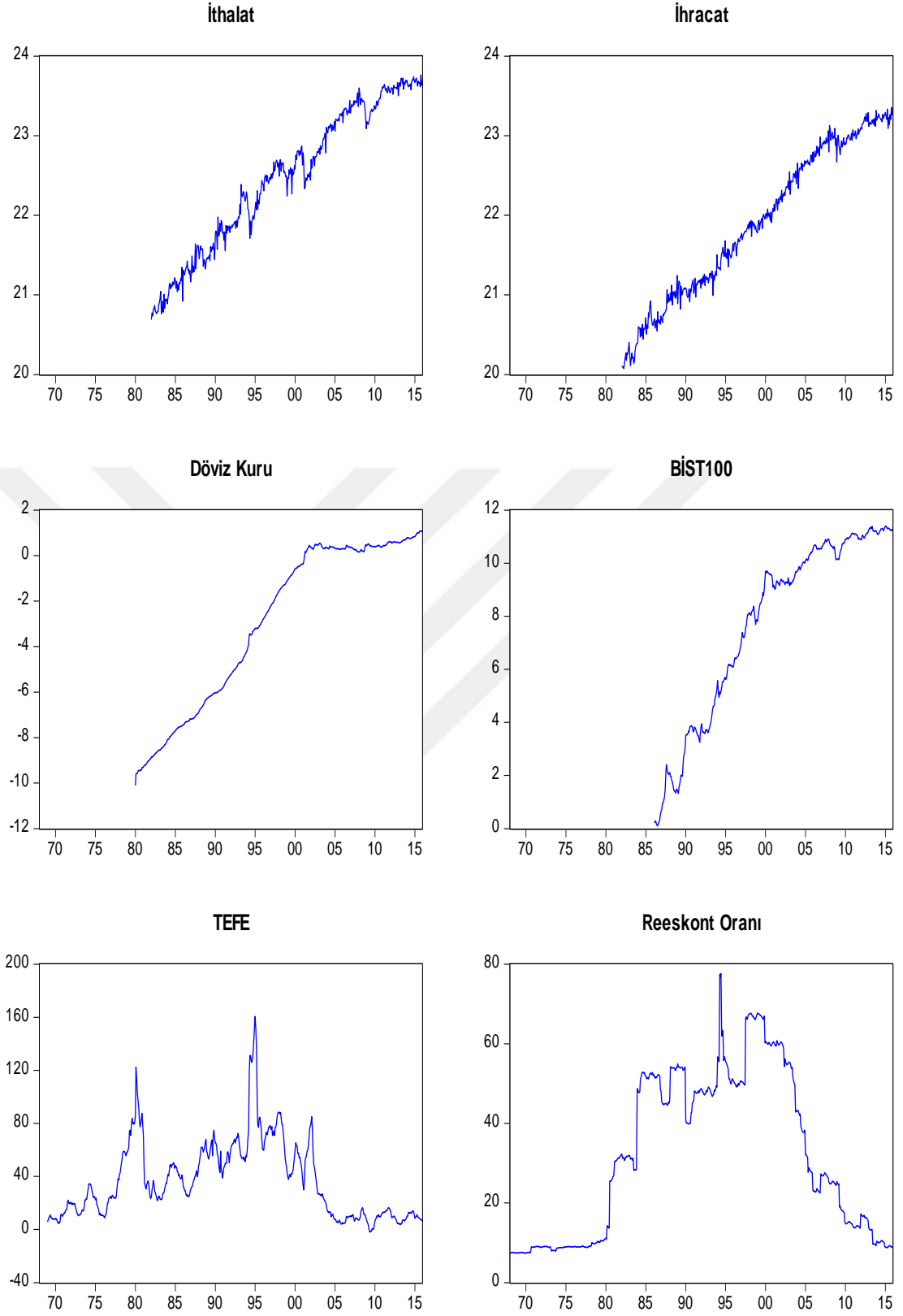
Tablo 3.1. Uygulamada Kullanılan Değişkenler

Değişken Adı	Değişkenin Kapsamı	Kaynak
KBGSYİH (2010 Fiyatlarıyla)	1960-2015 Yıllık	Dünya Bankası
Enflasyon Oranı (Tüketici Fiyatlarıyla)	1960-2015 Yıllık	Dünya Bankası
Sabit Sermaye Yatırımları (%GDP)	1968-2015 Yıllık	Dünya Bankası
Dış Borç Stoku (%GNI)	1970-2015 Yıllık	Dünya Bankası
İşsizlik Oranı	1980-2015 Yıllık	Kalkınma Bakanlığı ve TÜİK
Mevduat Faiz Oranı	1973-2015 Yıllık	Dünya Bankası
İthalat (2010)	1982-2015 Aylık	FRED ve TCMB
İhracat (2010)	1982-2015 Aylık	FRED ve TCMB
Döviz Kuru	1980-2015 Aylık	TCMB
BİST100	1986-2015 Aylık	TCMB
TEFE (İTO) (1968=100)	1968-2015 Aylık	TCMB
Reeskont Faiz Oranı	1964-2015 Aylık	FRED

Bu değişkenlerin öncelikle reel olmayanları reel hale getirilmiş, daha sonra gerekli değişkenlere mevsimsel düzeltmeler yapılmıştır. Son olarak ise bu değişkenlerden birim olarak ifade edilenlere doğal logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Bu değişkenlerden yıllık olanların grafik gösterimi Şekil 3.1’de verilmiştir. Bu değişkenlerin grafikleri incelendiğinde değişkenlerin oldukça dalgalı oldukları görülmektedir. Önsel olarak değişkenlerin durağan olmadıkları söylenebilir.



Şekil 3.1. Yıllık Değişkenlere İlişkin Grafik Gösterimi



Şekil 3.2. Aylık Değişkenlere İlişkin Grafik Gösterimi

Aylık olarak kullanılan değişkenlerin grafik gösterimi ise Şekil 3.2’de verilmektedir. Bu değişkenlerin grafiklerine bakıldığında TEFE ve reeskont faiz oranının dalgalı olduğu görülürken diğer değişkenlerin güçlü bir trende sahip oldukları görülmektedir.

Bu çalışmanın uygulama bölümünde ilk olarak, kullanılan değişkenler geleneksel birim kök ve durağanlık testleri olan ADF, PP ve KPSS testleriyle test edilmiş olup daha sonra yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleriyle test edilmiştir. Bir kırılma için Zivot-Andrews (1992) testi kullanılırken iki kırılma için, Lumsdaine-Papell (1997) ve Lee-Strazicich (2003) testleri kullanılmıştır. Son olarak ise bu değişkenler beş kırılmayı dikkate alan Kapetanios (2005) ve Carrion-i Silvestre vd. (2009) testleriyle test edilmiştir.

Çalışmada bütün değişkenler için yapısal kırılmanın hem sabitte hem de sabit ve trendde olduğu modeller incelenmiştir. Sabitte kırılma modelleri bütün testler için “Model A” olarak ifade edilirken, sabit ve trendde kırılma modelleri ise “Model C” olarak ifade edilmiştir. Ayrıca çalışmada kullanılan bütün test modellerinde sabit ve trend etkisi modele dahil edilmiştir. Geleneksel birim kök testleri için birim kök ifadesi, serinin stokastik trend içerdiği yönünde bir bilgi sunarken, durağanlık ifadesi ise serinin deterministik trend içerdiği yönünde bir bilgi sunmaktadır. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinde ise durağanlık ifadesi serinin deterministik trend etrafında yapısal kırılmalarla durağan olduğu yönünde bir bilgiyi sunmaktadır. Değişkenler analiz edilirken geleneksel birim kök testleri için EViews 9, bir ve iki kırılmalı birim kök testleri için WinRATS 8, Kapetanios (2005) testi için MATLAB R2009b ve Carrion-i Silvestre vd. (2009) testi için de Gauss 10 paket programları kullanılmıştır.

3.3. YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİNİN UYGULANMASI

Çalışmada kullanılan değişkenler kapsadıkları dönem için öncelikle yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testleriyle test edilmiştir. Bu testler literatürde sıklıkla kullanılan ADF, PP ve KPSS testleridir. ADF ve PP birim kök testleri sıfır hipotez altında serilerin birim kök içerdiğini, alternatif hipotez altında ise serilerin durağan olduğunu belirtmektedir. KPSS durağanlık testi ise sıfır hipotez altında

serilerin durağan olduğunu, alternatif hipotez altında ise serilerin birim kök içerdiğini belirtmektedir. Çalışmada kullanılan aylık değişkenlere ilişkin geleneksel birim kök testlerinin sonuçları Tablo 3.2’de gösterilmektedir.

Tablo 3.2. Aylık Değişkenlere İlişkin Geleneksel Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	ADF		PP		KPSS
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık	LM İst.
İthalat	-3.0383 (2)	0,1231	-7.4400 (12)	0,0000*	0.3376 (15)
İhracat	-3.1946 (2)	0,0869	-10.7806 (13)	0,0000*	0.2420 (15)
Döviz Kuru	1.0143 (1)	0,9999	0.0916 (10)	0,9971	0.5698 (16)
BİST100	-1.3943 (3)	0.8613	-1.0841 (6)	0,9291	0.5587 (15)
TEFE	-2.0376 (12)	0.5789	-2.5528 (2)	0.3025	0.5027 (18)
Reeskont Oranı	-0.6583 (0)	0.4318	-0.6563 (6)	0.4328	0.5998 (21)

Notlar:

- 1) *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve % 10 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.
- 2) ADF için gecikme uzunluğunun belirlenmesinde SIC bilgi kriteri kullanılmıştır.
- 3) PP ve KPSS testlerinde bant genişliği için Newey-West uyarlama tahmincisi kullanılmıştır.
- 4) KPSS testinin sabit ve trend modeli için %1, %5 ve %10 güven düzeyinde kritik değerler 0.216, 0.146, ve 0.119’dur.

Uygulamaya ilişkin test sonuçları incelendiğinde, ADF, PP ve KPSS test sonuçları değişkenlerin birim kök içerdiği yönündeki hipotezleri kabul etmektedir. Uygulama sonuçlarına göre yalnızca ithalat ve ihracat değişkenlerinin PP testi tarafından % 1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu kabul edilmiştir.

Çalışmada kullanılan yıllık değişkenlere ilişkin testlerin sonuçları ise Tablo 3.3’de gösterilmektedir. Bu sonuçlar incelendiğinde ADF ve PP sonuçlarına göre bütün değişkenlerin birim kök içerdiği sıfır hipotez kabul edilmiştir. KPSS sonuçlarına göre ise enflasyon oranı hariç bütün değişkenlerin durağan olduğu sıfır hipotez kabul edilmiştir. Genel olarak geleneksel birim kök test sonuçları incelendiğinde değişkenlerin birim köklü olduğu yönünde sonuçlar vermektedir.

Tablo 3.3. Yıllık Değişkenlere İlişkin Geleneksel Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	ADF		PP		KPSS
	Test İst.	Olasılık	Test İst.	Olasılık	LM İst.
KBGSYİH	-3.1161 (0)	0.1128	-3.1161 (0)	0.1128	0.0774*** (4)
Enflasyon Oranı	-1.8942 (0)	0.6440	-1.6486 (3)	0.7603	0.2160 (5)
Sabit					
Sermaye Yatırımları	-2.3037 (0)	0.1751	-2.3505 (2)	0.1611	0.1534* (5)
Dış Borç Stoku	-2.3739 (0)	0.3876	-2.5034 (1)	0.3251	0.1745* (4)
İşsizlik Oranı	-3.1534 (1)	0.1108	-2.7428 (4)	0.2268	0.0835*** (3)
Mevduat Faiz Oranı	-1.5232 (0)	0.5122	-1.5757 (4)	0.4859	0.1995* (5)

Notlar:

- 1) *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve % 10 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.
- 2) ADF için gecikme uzunluğunun belirlenmesinde SIC bilgi kriteri kullanılmıştır.
- 3) PP ve KPSS testlerinde bant genişliği için Newey-West uyarlama tahmincisi kullanılmıştır.
- 4) KPSS testinin sabit ve trend modeli için %1, %5 ve %10 güven düzeyinde kritik değerler 0.216, 0.146, ve 0.119'dur.

3.4. YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK TESTLERİNİN UYGULANMASI

3.4.1. Zivot-Andrews (1992) Testinin Uygulanması

Bu bölümde değişkenler bir kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (1992) testi ile test edilmiştir. Zivot-Andrews testi kırılma tarihini içsel olarak belirlemektedir. Bu test sıfır hipotez altında serilerin birim kök içerdiğini belirtirken alternatif hipotez altında serilerin bir kırılma ile durağan olduğunu belirtmektedir. Bu testte A modeli sabitte kırılmayı ifade ederken C modeli sabit ve trendde kırılmayı ifade etmektedir.

Çalışmada kullanılan aylık değişkenlere ilişkin bir kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.4'de gösterilmektedir.

Tablo 3.4. Aylık Değişkenlere İlişkin Zivot-Andrews Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
İthalat	-4.255 (2)	2008:03	-4.373 (2)	2008:03
İhracat	-4.647 (2)	2008:10	-5.344** (2)	2004:04
Döviz Kuru	-2.094 (1)	2004:06	-4.350 (1)	1993:10
BİST100	-3.094 (3)	1993:02	-4.950 (3)	1998:11
TEFE	-4.024 (12)	2002:03	-3.663 (12)	2002:03
Reeskont Oranı	-3.388 (0)	2003:06	-3.601 (0)	1997:07

Notlar:

- 1))* ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. TB kırılma tarihini ifade etmektedir.
- 2)Parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir ve BIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir.
- 3) Model A için kritik değerler %1 ve % 5 önem düzeyleri için -5.34 ve -4.80 dir.
- 4)Model C için kritik değerler %1 ve % 5 önem düzeyleri için -5.57 ve -5.08 dir.

Bu test sonuçları incelendiğinde, sabitte kırılmayı ifade eden A modeline göre bütün değişkenlerin birim köklü olduğunu belirten sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Sabit ve trendde kırılmayı belirten C modeline göre ise, ihracat değişkeninin bir kırılma ile % 5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu sonucuna ulaşılrken diğer bütün değişkenlerin birim kök içerdiği sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Çalışmada kullanılan yıllık değişkenlere ilişkin bir kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.5'te gösterilmektedir.

Tablo 3.5. Yıllık Değişkenlere İlişkin Zivot-Andrews Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
KBGSYİH	-4.067 (0)	1979	-4.806 (0)	1979
Enflasyon Oranı	-4.155 (0)	2002	-4.690 (0)	1999
Sabit Sermaye Yatırımları	-4.006 (0)	1987	-4.474 (0)	1987
Dış Borç Stoku	-3.861 (0)	2003	-3.566 (0)	1980
İşsizlik Oranı	-4.772 (1)	2001	-4.561 (1)	2001
Mevduat Faiz Oranı	-3.994 (0)	2002	-4.083 (0)	2000

Notlar:

- 1) * ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. TB kırılma tarihini ifade etmektedir.
- 2)Parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir ve BIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir.
- 3) Model A için kritik değerler %1 ve % 5 önem düzeyleri için -5.34 ve -4.80 iken Model C için kritik değerler -5.57 ve -5.08 dir.

Sabitte kırılmayı belirten A modeli ve sabit ve trendde kırılmayı belirten C modeli sonuçlarına göre ise yıllık değişkenlerin tamamının birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.

3.4.2. Lumsdaine-Papell (1997) Testinin Uygulanması

Lumsdaine-Papel (1997) zaman serilerinin veri üretim sürecinde iki kırılma olması durumunda bir kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin etkin ve tutarlı sonuçlar elde edilemeyeceğini belirtmiştir. Bu nedenle iki kırılmayı dikkate alan bir test geliştirmiştir. Kırılma tarihleri içsel olarak belirlenen bu testin sıfır hipotezi serinin birim köklü olduğunu belirtirken, alternatif hipotezi iki kırılma ile serinin durağan olduğunu belirtmektedir.

Çalışmada kullanılan aylık değişkenlere ilişkin iki kırılmayı dikkate alan Lumsdaine-Papell birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.6'da gösterilmektedir.

Tablo 3.6. Aylık Değişkenlere İlişkin Lumsdaine-Papell Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
İthalat	-4.830 (2)	1998:07 2008:02	-5.955 (2)	2000:11 2008:02
İhracat	-5.708 (2)	2002:06 2008:09	-6.936** (2)	1989:04 2008:09
Döviz Kuru	-4.074 (1)	1993:05 2004:05	-4.886 (1)	1989:04 1998:10
BİST100	-4.015 (3)	1992:10 1998:10	-5.471 (3)	1991:02 1999:01
TEFE	-4.457 (12)	1977:05 2002:02	-5.004 (12)	1993:10 2003:02
Reeskont Oranı	-5.290 (0)	1980:06 2003:05	-5.823 (0)	1980:06 2003:05

Notlar:

- 1))* ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. TB kırılma tarihini ifade etmektedir.
- 2)Parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir ve BIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir.
- 3) Model A için kritik değerler %1 ve % 5 önem düzeyleri için -6.74 ve -6.16 iken Model C için kritik değerler -7.19 ve -6.75 dir.

Lumsdaine-Papell test sonuçları incelendiğinde sabitte kırılmayı ifade eden A modeli bütün değişkenlerde birim kök sıfır hipotezini kabul etmiştir. Sabit ve trendde kırılmayı ifade eden C modeli sonuçları ise ihracat değişkeninin iki kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilirken diğer değişkenlerin birim kök içerdiği sıfır hipotezini kabul eden sonuçlara ulaşılmıştır.

Çalışmada kullanılan yıllık değişkenlere ilişkin iki kırılmayı dikkate alan Lumsdaine-Papell birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.7’de gösterilmektedir. Bu sonuçlar incelendiğinde sabit sermaye yatırımları değişkeninin sabitte iki kırılma ile % 5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu sonucuna ulaşılırken diğer bütün değişkenlerin hem sabitte kırılma hem de sabitte ve trendde kırılma modellerinde birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.7. Yıllık Değişkenlere İlişkin Lumsdaine-Papell Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
KBGSYİH	-5.519 (0)	1978 1998	-5.702 (0)	1978 1998
Enflasyon Oranı	-4.872 (0)	1977 2002	-5.922 (0)	1993 2007
Sabit Sermaye Yatırımları	-6.234** (0)	1986 1997	-5.706 (0)	1986 1998
Dış Borç Stoku	-4.569 (0)	1989 2002	-4.374 (0)	1988 2003
İşsizlik Oranı	-5.268 (1)	1994 2000	-5.819 (1)	1995 2008
Mevduat Faiz Oranı	-5.282 (0)	1980 2001	-5.269 (0)	1993 2002

Notlar:

- 1)* ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. TB kırılma tarihini ifade etmektedir.
- 2)Parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir ve BIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir.
- 3) Model A için kritik değerler %1 ve % 5 önem düzeyleri için -6.74 ve -6.16 iken Model C için kritik değerler -7.19 ve -6.75 dir.

3.4.3. Lee-Strazicich (2003) Testinin Uygulanması

Lee-Strazicich (2003) sıfır hipotez altında kırılmaların dikkate alınmamasını eleştirmiştir. Bu nedenle sıfır hipotez altında kırılmaların dikkate alındığı iki kırılmalı bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu test varyansa dayalı LM testi ile test edilmektedir. Testin sıfır hipotezi iki kırılma ile birim kökü belirtirken, alternatif hipotez iki kırılma ile durağanlığı belirtmektedir.

Çalışmada kullanılan aylık değişkenlere ilişkin iki kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.8'de gösterilmektedir. Bu testin A modeli sonuçları incelendiğinde % 5 anlamlılık düzeyinde ithalat ve ihracat değişkenlerinin sabitte iki kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmiştir. Diğer değişkenlerin ise sabitte iki kırılma ile birim köklü olduğu sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Tablo 3.8. Aylık Değişkenlere İlişkin Lee-Strazicich Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
İthalat	-3.986** (14)	1987:08 1994:05	-6.107* (14)	1998:08 2003:11
İhracat	-4.044** (12)	2002:12 2008:09	-6.076* (12)	1989:05 2006:11
Döviz Kuru	-1.210 (17)	2003:06 2008:09	-3.599 (12)	1993:12 2002:09
BİST100	-0.884 (16)	1991:11 2000:12	-4.892 (12)	1992:09 2001:01
TEFE	-2.791 (18)	1980:01 2002:03	-4.632 (18)	1993:12 2003:01
Reeskont Oran	-1.405 (12)	1983:11 2009:03	-4.714 (7)	1980:05 2003:10

Notlar:

1)* ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. TB kırılma tarihlerini ifade etmektedir.

2)Parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir ve genelden özele seçim kriterine göre belirlenmiştir.

3)Model A için kritik değerler %1 ve % 5 önem düzeyleri için -4.545 ve -3.842 ve model C için kritik değerler -5.823 ve -5.286 dir.

C modeli sonuçları incelendiğinde ise A modelindeki sonuçlarla paralel sonuçlar elde edilmiştir. Bu sonuçlara göre ithalat ve ihracat değişkenlerinin sabitte ve trendde iki kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmiştir. Diğer değişkenler için ise sabit ve trendde iki kırılma ile birim köklü olduğu sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Tablo 3.9. Yıllık Değişkenlere İlişkin Lee-Strazicich Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
KBGSYİH	-3.477 (0)	1979 1998	-5.465** (3)	1978 1993
Enflasyon Oranı	-2.830 (0)	1998 2002	-8.130* (10)	1979 1994
Sabit Sermaye Yatırımları	-3.411 (0)	1986 1998	-6.658* (10)	1985 1999
Dış Borç Stoku	-4.275** (8)	1997 2002	-4.957 (3)	1978 2002
İşsizlik Oranı	-3.484 (7)	1998 2000	-6.987* (3)	1999 2008
Mevduat Faiz Oranı	-2.567 (10)	1993 2010	-5.565** (0)	1996 2004

Notlar:

- 1) * ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. TB kırılma tarihlerini ifade etmektedir.
- 2)Parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir ve genelden özele seçim kriterine göre belirlenmiştir.
- 3)Model A için kritik değerler %1 ve % 5 önem düzeyleri için -4.545 ve -3.842 ve model C için kritik değerler -5.823 ve -5.286 dir.

Çalışmada kullanılan yıllık değişkenlere ilişkin iki kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.9’da gösterilmektedir. Bu sonuçlara göre dış borç stokunun sabit ve trendde iki kırılma ile birim köklü olduğu sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Enflasyon oranı, sabit sermaye yatırımları ve işsizlik oranının % 1 anlamlılık düzeyinde sabit ve trendde iki kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmiştir. Kişi başına GSYİH ve mevduat faiz oranı ise %5 anlamlılık düzeyinde sabit ve trendde iki kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmiştir. Dış borç stoku hariç bütün değişkenler bu testte iki kırılma ile durağan kabul edilmiştir.

3.4.4. Kapetanios (2005) Testinin Uygulanması

Kapetanios (2005) testi veri üretim sürecinde ikiden fazla kırılmanın olması durumunda iki kırılmalı birim kök testlerinin sapmalı ve tutarsız sonuçlar verebileceğini eleştirerek ikiden fazla kırılmaya izin veren bir test geliştirmiştir. Bu testte kırılma tarihleri içsel olarak belirlenmektedir. Testin metodolojisi ilgili regresyon modeline her aşamada bir kırılma ekleyerek KKT’nın minimum olduğu regresyon modeline ait test istatistiklerini almak ve bu test istatistikleri arasında minimum olanı seçmektir. Testin

sıfır hipotezi serinin birim köklü olduğunu belirtirken, alternatif hipotez ise m kırılma ile serinin durağan olduğunu belirtmektedir.

Çalışmada kullanılan aylık değişkenlere ilişkin beş kırılmaya kadar dikkate alan Kapetanos birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.10'da gösterilmektedir. Aylık değişkenlere ilişkin test sonuçları incelendiğinde hem A hem de C modellerinde değişkenlerin birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Ayrıca Kapetanos testi bütün değişkenler için bir kırılma tespit etmiştir.

Tablo 3.10. Aylık Değişkenlere İlişkin Kapetanos Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
İthalat	-3.778	1	-4.026	1
İhracat	-3.195	1	-3.914	1
Döviz Kuru	-2.301	1	-3.988	1
BİST100	-2.762	1	-4.538	1
TEFE	-4.254	1	-3.985	1
Reeskont Oranı	-3.226	1	-3.520	1

Notlar:

- 1) * % 5 önem düzeyi için durağanlığı ifade etmektedir
- 2) Kritik değerler tablosu EK 1'de verilmektedir.

Çalışmada kullanılan yıllık değişkenlere ilişkin beş kırılmaya kadar dikkate alan Kapetanos birim kök testinin A ve C modellerinin sonuçları Tablo 3.11'de gösterilmektedir. A modele ilişkin sonuçlar incelendiğinde sabit sermaye yatırımlarının bir kırılma ile durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer değişkenlerin ise birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Ayrıca işsizlik oranı için beş kırılma bulunurken diğer değişkenler için bir kırılma bulunmuştur.

Tablo 3.11. Yıllık Değişkenlere İlişkin Kapetanos Test Sonuçları

Değişken	Model A	TB	Model C	TB
KBGSYİH	-4.067	1	-5.241*	1
Enflasyon Oranı	-4.155	1	-4.782	1
Sabit Sermaye Yatırımları	-4.773*	1	-4.772	1
Dış Borç Stoku	-3.952	1	-4.511	1
İşsizlik Oranı	-4.943	5	-4.842*	1
Mevduat Faiz Oranı	-4.104	1	-4.348	1

Notlar:

- 1) * % 5 önem düzeyi için durağanlığı ifade etmektedir
- 2) Kritik değerler tablosu EK 1’de verilmektedir.

C modele ilişkin sonuçlar incelendiğinde ise kişi başına GSYİH ve işsizlik oranının bir kırılma ile durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer değişkenlerin ise birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Bu sonuçlara göre bütün değişkenler için bir kırılma bulunmuştur.

3.4.5. Carrion-i Silvestre vd. (2009) Testinin Uygulanması

Carrion-i Silvestre vd. (2009) geliştirmiş olduğu birim kök testinde belirsiz sayıda kırılmaya izin veren bir yaklaşım önermektedir. Bu test Lee-Strazicich (2003) gibi sıfır hipotez altında kırılmaları dikkate almaktadır. Testin sıfır hipotezi belirsiz sayıda kırılma ile serinin birim köklü olduğunu belirtirken, alternatif hipotezi belirsiz sayıda yapısal kırılma ile serinin durağan olduğunu belirtmektedir. Carrion-i Silvestre vd. (2009) testi için geliştirilen Gauss kodu A modeli için üç kırılmaya kadar izin verirken C modeli için beş kırılmaya kadar izin vermektedir. Hesaplanan test istatistiklerinin bootstrap ile elde edilen kritik değerlerden küçük olması halinde sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Çalışmada kullanılan aylık değişkenlere ilişkin belirsiz sayıda kırılmayı dikkate alan Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testinin A modellerinin sonuçları Tablo 3.12’de gösterilmektedir. Bu sonuçlar incelendiğinde ithalat, ihracat ve BIST100 Endeksinin yapısal kırılmalarla birlikte durağan olduğu alternatif hipotez kabul

edilmiştir. Diğer değişkenlerin ise yapısal kırılmalarla birlikte birim köklü olduğu sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Tablo 3.12. Aylık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model A Test Sonuçları

Değişken	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	TB
İthalat	4.754 (5.019)	4.591* (5.019)	-31.254 (-27.459)	0.126 (0.139)	-3.953 (-3.689)	3
İhracat	2.976 (4.208)	2.837* (4.208)	-42.574 (-25.673)	0.108 (0.148)	-4.613 (-3.550)	3
Döviz Kuru	10.769 (6.157)	10.502 (6.157)	-19.731 (-30.853)	0.152 (0.130)	-3.011 (-3.910)	3
BİST100	3.964 (5.350)	3.901* (5.350)	-39.123 (-27.650)	0.112 (0.138)	-4.409 (-3.683)	3
TEFE	8.868 (5.679)	8.629 (5.679)	-18.156 (-26.929)	0.164 (0.138)	-2.984 (-3.651)	3
Reeskont Oranı	14.272 (5.405)	13.865 (5.405)	-10.149 (-25.723)	0.221 (0.141)	-2.252 (-3.574)	3

*Durağanlığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler % 5 önem düzeyinde bootstrap kullanılarak 10000 yineleme ile üretilmiş kritik değerlerdir.

Çalışmada kullanılan yıllık değişkenlere ilişkin belirsiz sayıda kırılmayı dikkate alan Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testinin A modellerinin sonuçları Tablo 3.13'te gösterilmektedir. Bu sonuçlar incelendiğinde ise yıllık değişkenlerin tamamının yapısal kırılmalarla birlikte birim köklü olduğu sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Tablo 3.13. Yıllık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model A Test Sonuçları

Değişken	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	TB
KBGSYİH	9.047 (6.590)	9.312 (6.590)	-21.188 (-31.085)	0.153 (0.128)	-3.254 (-3.903)	3
Enflasyon Oranı	13.195 (5.203)	11.076 (5.203)	-15.042 (-29.906)	0.178 (0.133)	-2.691 (-3.839)	3
Sabit Sermaye Yatırımları	11.742 (6.426)	12.157 (6.426)	-16.842 (-31.858)	0.170 (0.126)	-2.877 (-3.956)	3
Dış Borç Stoku	11.716 (5.317)	11.864 (5.317)	-12.313 (-26.533)	0.200 (0.139)	-2.466 (-3.637)	3
İşsizlik Oranı	7.127 (6.290)	7.072 (6.290)	-25.344 (-28.351)	0.140 (0.133)	-3.558 (-3.756)	3
Mevduat Faiz Oranı	10.395 (6.299)	10.398 (6.299)	-18.744 (-30.664)	0.163 (0.128)	-3.061 (-3.900)	3

*Durağanlığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler % 5 önem düzeyinde bootstrap kullanılarak 10000 yineleme ile üretilmiş kritik değerlerdir.

Çalışmada kullanılan aylık değişkenlere ilişkin belirsiz sayıda kırılmayı dikkate alan Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testinin C modellerinin sonuçları Tablo 3.14'te gösterilmektedir. Aylık değişkenlere ilişkin sonuçlar incelendiğinde ithalat, ihracat, BİST100 ve reeskont oranı değişkenlerinin yapısal kırılmalar altında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Döviz kuru ve TEFE değişkenlerinin ise yapısal kırılmalar altında birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.14. Aylık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model C Test Sonuçları

	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	TB
İthalat	8.993 (7.947)	7.711* (7.947)	-46.718 (-44.847)	0.103 (0.104)	-4.832 (-4.741)	5
İhracat	9.584 (9.530)	8.729* (9.530)	-51.981 (-47.011)	0.097 (0.103)	-5.085 (-4.794)	5
Döviz Kuru	19.569 (9.347)	18.467 (9.347)	-24.826 (-47.902)	0.141 (0.101)	-3.507 (-4.878)	5
BİST100	7.949 (9.449)	7.149* (9.449)	-63.863 (-47.429)	0.088 (0.103)	-5.646 (-4.832)	5
TEFE	16.263 (9.195)	13.740 (9.195)	-32.273 (-47.633)	0.124 (0.102)	-4.012 (-4.858)	5
Reeskont Oranı	9.060 (9.026)	8.681* (9.026)	-48.079 (-45.786)	0.101 (0.104)	-4.900 (-4.773)	5

*Durağanlığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler % 5 önem düzeyinde bootstrap kullanılarak 10000 yineleme ile üretilmiş kritik değerlerdir.

Çalışmada kullanılan yıllık değişkenlere ilişkin belirsiz sayıda kırılmayı dikkate alan Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testinin C modellerinin sonuçları Tablo 3.15'te gösterilmektedir. Yıllık değişkenlere ilişkin C modelinin sonuçları incelendiğinde enflasyon oranı ve işsizlik oranının yapısal kırılmalarla birlikte durağan olduğu alternatif hipotez kabul edilmiştir. Diğer değişkenlerin ise yapısal kırılmalarla birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.15. Yıllık Değişkenlere İlişkin Carrion-i Silvestre vd. Model C Test Sonuçları

Değişken	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	TB
KBGSYİH	19.113 (8.744)	16.839 (8.744)	-24.507 (-46.269)	0.142 (0.103)	-3.500 (-4.810)	5
Enflasyon Oranı	5.543 (8.774)	5.045* (8.774)	-80.452 (-45.764)	0.078 (0.104)	-6.338 (-4.769)	5
Sabit Sermaye Yatırımları	19.101 (9.253)	18.924 (9.253)	-23.444 (-46.969)	0.145 (0.102)	-3.421 (-4.833)	5
Dış Borç Stoku	22.038 (9.307)	20.494 (9.307)	-22.109 (-46.601)	0.145 (0.103)	-3.211 (-4.800)	5
İşsizlik Oranı	5.274 (7.503)	5.170* (7.503)	-65.173 (-42.784)	0.0871 (0.107)	-5.679 (-4.630)	5
Mevduat Faiz Oranı	22.500 (9.230)	20.924 (9.230)	-20.999 (-47.109)	0.154 (0.102)	-3.238 (-4.828)	5

*Durağanlığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler % 5 önem düzeyinde bootstrap kullanılarak 10000 yineleme ile üretilmiş kritik değerlerdir.

3.4.6. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Testlerin Karşılaştırmalı Olarak Değerlendirilmesi

Farklı değişkenler üzerinde yapılan yapısal kırılmalı birim kök testlerinin A modellerinin sonuçları Tablo 3.16'da toplu bir şekilde gösterilmektedir. Bu sonuçlara bakıldığında A modellerinin çoğu değişkenlerin birim kök içerdiği sıfır hipotezini reddetme yönünde bir sonuç vermemiştir. Tek kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews testi bütün değişkenlerin birim köklü olduğunu kabul etmektedir.

İki kırılmayı dikkate alan Lumsdaine-Papell yalnızca sabit sermaye yatırımlarının iki kırılma ile durağan olduğunu kabul ederken diğer değişkenlerin birim köklü olduğunu kabul etmiştir. İki kırılmayı dikkate alan bir diğer test olan Lee-Strazicich testi ise dış borç stoku, ithalat ve ihracat değişkenlerini kırılmalarla birlikte durağan kabul ederken diğer değişkenlerin kırılmalarla birlikte birim köklü olduğunu kabul etmiştir.

Kapetanios testi sonuçlarına göre ise yalnızca sabit sermaye yatırımları bir kırılma ile durağan kabul edilirken diğer değişkenlerin ise birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Carrion-i Silvestre vd. testine göre ise ithalat, ihracat ve BIST100 endeksi üç kırılma ile durağan kabul edilirken diğer değişkenler ise üç kırılma ile birim köklü olduğu kabul edilmiştir.

Genel olarak bakıldığında ise Lee-Strazicich (2003) ve Carrion-i Silvestre vd. (2009) testleri diğer yapısal kırılmalı birim kök testlerine göre daha fazla değişkeni durağan kabul etmektedir.

Tablo 3.16. Yapısal kırılmaları Dikkate alan Testlerin A Modellerinin Özet Sonuçları

Değişken	Zivot-Andrews	Lumsdaine-Papell	Lee-Strazicich	Kapetanios	Carrion-i Silvestre
KBGSYİH	-4.067	-5.519	-3.477	-4.067	9.312
Enflasyon Oranı	-4.155	-4.872	-2.830	-4.155	11.076
Sabit Sermaye Yatırımları	-4.006	-6.234**	-3.411	-4.773**	12.157
Dış Borç Stoku	-3.861	-4.569	-4.275**	-3.952	11.864
İşsizlik Oranı	-4.772	-5.268	-3.484	-4.943	7.072
Mevduat Faiz Oranı	-3.994	-5.282	-2.567	-4.104	10.398
İthalat	-4.255	-4.830	-3.986**	-3.778	4.591**
İhracat	-4.647	-5.708	-4.044**	-3.195	2.837**
Döviz Kuru	-2.094	-4.074	-1.210	-2.301	10.502
BİST100	-3.094	-4.015	-0.884	-2.762	3.901**
TEFE	-4.024	-4.457	-2791	-4.254	8.629
Reeskont Oranı	-3.388	-5.290	-1.405	-3.226	13.865

* ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

C modellerinin sonuçları ise toplu bir şekilde Tablo 3.17'de verilmektedir. Bu sonuçlarla birlikte literatürde en fazla kullanılan geleneksel birim kök testlerinden ADF test sonuçlarına da yer verilmiştir. ADF test sonuçlarına göre bütün değişkenlerin birim köklü olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Zivot-Andrews bir kırılmalı birim kök testi yalnızca ihracat değişkeninin bir kırılma ile durağan olduğu sonucunu kabul etmektedir. Diğer değişkenlerin ise birim köklü olduğu kabul edilmektedir.

İki kırılmayı dikkate alan Lumsdaine-Papel testinin sonuçları ise Zivot-Andrews test sonuçlarına paraleldir. Yani yalnızca ihracat değişkeninin iki kırılma ile durağan

olduğu kabul edilirken diğer değişkenlerin birim köklü olduğu kabul edilmiştir. İki kırılmayı dikkate alan bir diğer test olan Lee-Strazicich' in sonuçlarına göre ise kişi başına GSYİH, enflasyon oranı, sabit sermaye yatırımları, işsizlik oranı, mevduat faiz oranı, ithalat ve ihracat değişkenlerinin iki kırılma ile durağan olduğu kabul edilmiştir. Diğer değişkenlerin ise iki kırılma ile birim köklü olduğu kabul edilmiştir.

Kapetanios test sonuçlarına bakıldığında kişi başına GSYİH ve işsizlik oranı değişkenlerinin bir kırılma ile durağan olduğu kabul edilmiştir. Diğer değişkenlerin ise birim köklü olduğu kabul edilmiştir. Carrion-i Silvestre vd. test sonuçlarına göre ise enflasyon oranı, işsizlik oranı, ithalat, ihracat, BIST100 ve reeskont oranı değişkenlerinin beş kırılma ile durağan olduğu kabul edilirken diğer değişkenlerin beş kırılma ile birim köklü olduğu kabul edilmiştir.

Tablo 3.17. Yapısal kırılmaları Dikkate alan Testlerin C Modellerinin Özet Sonuçları

Değişken	ADF	Zivot-Andrews	Lumsdaine-Papell	Lee-Strazicich	Kapetanios	Carrion-i Silvestre
KBGSYİH	-3.116	-4.806	-5.702	-5.465**	-5.241**	16.839
Enflasyon Oranı	-1.894	-4.690	-5.922	-8.130*	-4.782	5.045**
Sabit Sermaye Yatırımları	-2.303	-4.474	-5.706	-6.658*	-4.772	18.924
Dış Borç Stoku	-2.373	-3.566	-4.374	-4.957	-4.511	20.494
İşsizlik Oranı	-3.153	-4.561	-5.819	-6.987*	-4.842**	5.170**
Mevduat Faiz Oranı	-1.523	-4.083	-5.269	-5.565**	-4.348	20.924
İthalat	-3.038	-4.373	-5.955	-6.107**	-4.026	7.711**
İhracat	-3.194	-5.344**	-6.936**	-6.076**	-3.914	8.729**
Döviz Kuru	1.014	-4.350	-4.886	-3.599	-3.988	18.467
BİST100	-1.394	-4.950	-5.471	-4.892	-4.538	7.149**
TEFE	-2.037	-3.663	-5.004	-4.632	-3.985	13.740
Reeskont Oranı	-0658	-3.601	-5.823	-4.714	-3.520	8.681**

* ve ** sırasıyla %1 ve %5 önem düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Beş kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin sonuçları karşılaştırmalı olarak değerlendirildiğinde ise Kapetanios (2005) testinin A modelinde bir değişken dışında tüm değişkenlerin birim köklü olduğu yönünde sonuçlar elde edilirken C modelinde iki değişken dışındaki tüm değişkenlerin birim köklü olduğu yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Carrion-i Silvestre vd. (2009) test sonuçları incelendiğinde ise A modelinde üç değişkenin, C modelinde ise altı değişkenin yapısal kırılmalarla durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bu uygulamadaki bütün testlerin sonuçları incelendiğinde ise iki kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich (2003) ve beş kırılmayı dikkate alan Carrion-i Silvestre vd. (2009) testleri birim kök sıfır hipotezlerini reddetmede daha önemli sonuçlar sağlamaktadır. Bu testlerin ortak özellikleri ise birim kök sıfır hipotezine yapısal kırılmaları da dahil etmiş olmalarıdır. Veri üretim sürecinin yapısal kırılmalı olması durumunda sıfır hipotez altında yapısal kırılmanın olmadığını varsaymak Nunes, Newbold ve Kuan (1997) ile Lee-Strazicich' in (2001) belirttiği gibi test istatistiklerinde sapmaya neden olacaktır. Bu nedenle sıfır hipotez altında yapısal kırılmaların varlığını dikkate almak uygulama sonuçları da dikkate alındığında oldukça önemlidir. Ayrıca test sonuçları genel olarak incelendiğinde Lee-Strazicich testi yıllık verileri durağan kabul etmede daha fazla kanıt sunmakta iken Carrion-i Silvestre testi ise aylık değişkenleri durağan kabul etmede daha fazla kanıt sunmaktadır.

SONUÇ

Zaman serisi analizlerinde deęişkenlerin fark duraęan bir sürece mi yoksa trend duraęan bir sürece mi sahip olduğunu belirlemek, doęru ekonometrik analizler yapabilmek için oldukça önemlidir. Aslında trend duraęan bir sürece sahip olan bir zaman serisinin fark duraęan olarak nitelendirilmesi ekonometrik analizlerin güvenilirliğini azaltacaktır. Bu nedenle bir zaman serisinin veri üretim süreci doęru bir şekilde belirlenerek bu sürece uygun birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir.

Zaman serilerinde zaman içerisinde meydana gelen yapısal deęişimler veri üretim süreçlerini önemli bir şekilde etkileyerek aslında trend duraęan olan bir zaman serisini fark duraęanmış gibi gösterebilmektedir. Bu nedenle yapısal kırılmalar zaman serilerinin veri üretim süreçlerini doęru bir şekilde tanımlayabilmek açısından oldukça önemlidir. Bu nedenle zaman serileri analizlerinde yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu testler bir, iki ya da daha fazla kırılmayı dikkate almaktadır. Sapmasız ve tutarlı sonuçlar elde edilmesi ile sahte regresyon probleminden kaçınmak için yapısal kırılma içeren deęişkenler yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleriyle test edilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisine ilişkin başlıca makro iktisadi deęişkenler, yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri ile incelenerek yapısal kırılmaların varlığında birim kök içerip içermedikleri belirlenmek istenmiştir. Böylelikle yapısal kırılmalar altında yapılan birim kök testlerinin geleneksel testlerden farkının ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu amaçla öncelikle yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testleri kullanılmıştır. Daha sonra yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testler kullanılmıştır.

Yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testlerinin sonuçları dikkate alınırsa aylık veri setlerinden yalnızca ithalat ve ihracat veri seti PP testi tarafından trend duraęan bir süreç olarak bulunmuştur. Yıllık veri setlerinde ise kişi başına GSYİH, sabit sermaye yatırımları, dış borç stoku, işsizlik oranı ve mevduat faiz oranı deęişkenleri KPSS testi tarafından trend duraęan bir süreç olarak belirlenmiştir.

Bir yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews testinin sonuçları ihracat deęişkeninin sabit ve trendde kırılmayı dikkate alan modelinde, trend duraęan bir sürece

sahip olduğunu göstermektedir. Diğer bütün değişkenlerin ise fark durağan bir sürece sahip olduğu yani birim kök içerdiği görülmektedir.

İki kırılmayı dikkate alan Lumsdaine-Papell test sonuçları incelendiğinde aylık veri setlerinden ihracat değişkeni sabit ve trendde kırılmayı dikkate alan modelde trend durağan süreç olarak bulunmuştur. Diğer değişkenler ise fark durağan bir süreç olarak tespit edilmiştir. Yıllık veri setlerinde ise sabit sermaye yatırımları, sabitte kırılmayı dikkate alan model için trend durağan bir süreç olarak bulunmuştur.

İki kırılmayı dikkate alan bir diğer test olan Lee-Strazicich 'in sonuçları incelendiğinde aylık veri setlerinde ithalat ve ihracat değişkeni hem sabitte kırılmayı hem de sabit ve trendde kırılmayı dikkate alan modeller tarafından trend durağan bir süreç olarak belirlenmiştir. Yıllık veri setlerinin sonuçları incelendiğinde ise kişi başına GSYİH, enflasyon oranı, sabit sermaye yatırımları, işsizlik oranı ve mevduat faiz oranı sabit ve trendde kırılmayı dikkate alan model tarafından, dış borç stoku ise sabitte kırılmayı dikkate alan model tarafından trend durağan bir süreç olarak bulunmuştur.

Beş kırılmayı dikkate alan Kapetanious testinin aylık veri seti sonuçlarına bakıldığında bütün değişkenler fark durağan olarak bulunmuştur. Yıllık veri seti sonuçlarına bakıldığında ise sabit sermaye yatırımları sabitte kırılmayı dikkate alan model, kişi başına GSYİH ve işsizlik oranı ise sabit ve trendde kırılmayı dikkate alan model tarafından trend durağan bir süreç olarak bulunmuştur.

Beş kırılmayı dikkate alan bir diğer test Carrion-i vd. testidir. Bu testin sonuçlarına bakıldığında sabitte kırılmayı dikkate alan model ile ithalat, ihracat ve BİST100 değişkenleri trend durağan olarak bulunmuştur. Sabit ve trendde kırılmayı dikkate alan model incelendiğinde ise enflasyon oranı, işsizlik oranı, ithalat, ihracat, BİST100 ve reeskont oranı trend durağan olarak bulunmuştur.

Bütün bu sonuçlara genel olarak bakıldığında önemli bir husus Lee-Strazicich ve Carrion-i Silvestre vd. testlerinin diğer testlere göre daha fazla sayıda değişkeni trend durağan olarak bulmasıdır. Böyle bir sonucun ortaya çıkması bu testlerin diğer testlerden farklı bir yöntem kullanmasıyla ilgili olabilir. Ancak bu kanıya simülasyon yöntemleriyle testlerin gücünün ölçülmesiyle ulaşılabilir. Bu testlerin diğer testlerden farklılığı alternatif hipotezin yanında birim kök sıfır hipotezi altında da yapısal kırılmaları dikkate almış olmalarıdır. Nunes, Newbold ve Kuan (1997) ile Lee ve

Strazicich (2001) birim kök sıfır hipotezi altında yapısal kırılmaların dikkate alınmaması durumlarında test istatistiklerinin sapmalı olacağı ve bunun da sıfır hipotezinin reddine neden olacağı sonuçlarına ulaşmışlardır. Bir diğer önemli husus ise Lee-Strazicich testinin yıllık değişkenleri, Carrion-i Silvestre vd. testinin ise aylık değişkenleri daha fazla trend durağan olarak bulmuş olmasıdır. Bunun nedeni ise testlerin gözlem sayısına duyarlılıkları ile ilgili olabilir. Ancak böyle bir sonuçta karşılaştırmalı olarak bu testlere simülasyon yöntemleri uygulanarak tespit edilebilir.

Sonuç olarak bir iktisadi analiz yapılırken değişkenlerin durağanlık mertebesi ve durağanlık mertebesinin tespit edilmesi için kullanılacak yöntem oldukça önemlidir. Veri üretim sürecinin doğru bir şekilde belirlenmesi doğru yöntem seçimini beraberinde getirecektir. Ülkelerin sürekli krizlere maruz kalması, ekonomik yapılarının sürekli değişmesi vb. nedenlerden ötürü yapısal kırılmalar veri üretim süreçlerinin önemli bir parçası olmaktadır. Bu nedenle yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin iktisadi analizlerde kullanılması daha sağlıklı sonuçların elde edilmesi bakımından yararlı olabilir.

KAYNAKÇA

- Akdi, Y. (2003). *Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Bıçaklar Kitabevi.
- Aktan, H. (2007). *Yapısal Kırılma, Ortak Bütünleme ve Nedensellik Analizi Dört Ülke Uygulaması: Türkiye, Yunanistan, Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti ve Güney Kıbrıs Rum Kesimi*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Amsler, C., & Lee, J. (1995). "An LM Test for a Unit Root in The Presence of a Structural Change". *Econometric Theory*, 11 (02), 359-368.
- Bai, J. (1998). "A Note on Spurious Break". *Econometric Theory*, 14 (05), 663-669.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), 1-22.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., & Stock, J. H. (1992). "Recursive and Sequential Tests of The Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory And International Evidence". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 271-287.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). "A Stationarity Test in The Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks". *Journal of Time Series Analysis*, 27 (3), 381-409.
- Bierens, H. J. (1997). "Testing The Unit Root with Drift Hypothesis Against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to The Us Price Level and Interest Rate". *Journal of Econometrics*, 81 (1), 29-64.
- Box, G. E., & Tiao, G. C. (1975). "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems". *Journal of the American Statistical Association*, 70 (349), 70-79.
- Bozoklu, Ş., & Yıllancı, V. (2010). "Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme". *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- Broemeling, LD. and H. Tsurumi, (1987). *Econometrics and Structural Change*. New York: Dekker.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. New York: Cambridge University Press.

- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). "GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both The Null and The Alternative Hypotheses". *Econometric Theory*, 25 (06), 1754-1792.
- Christiano, L. J. (1992). "Searching for a Break in GNP". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 237-250.
- Chu, C.S., & White, H. (1992). "A Direct Test for Changing Trend". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 289-299.
- Clemente, J., Montanes, A., & Reyes, M. (1998). "Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in The Mean". *Economics Letters*, 59 (2), 175-182.
- Dickey, D. A., Bell, W. R., & Miller, R. B. (1986). "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications". *The American Statistician*, 40 (1), 12-26.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller (1979). "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Ekinci, Ç. (2011). *Uluslararası Reel faiz Oranı Serisindeki Kalıcılığın Yapısal Kırılma Durumunda İncelenmesi*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, 64 (4), 813-836.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1982). *Monetary Trends in The United States and The United Kingdom: Their Relations to Income, Prices, and Interest Rates*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gallant, A. R., & Fuller, W. A. (1973). "Fitting Segmented Polynomial Regression Models Whose Join Points Have to be Estimated". *Journal of the American Statistical Association*, 68 (341), 144-147.

- Glynn J., Perera N. and Verma R., 2007. "Unit Root Tests and structural Breaks: a Survey with Applications". *Revista de Métodos Cuantitativos Para la Economía y la Empresa*, 3 (June 2007), 63-79.
- Göçer, İ. (2013). "Cari Açık Ekonomi Üzerindeki Finansal Baskıyı Artırıyor Mu?". *Journal of Turkish Court of Accounts/Sayıştay Dergisi*, (90).
- Gujarati, D.N. (2006). *Temel Ekonometri*. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Wiley.
- Hasanov, M., & Telatar, E. (2011). "A Re-examination of Stationarity of Energy Consumption: Evidence from New Unit Root Tests". *Energy Policy*, 39 (12), 7726-7738.
- Hayashi, N. (2005). "Structural Changes and Unit Roots in Japan's Macroeconomic Time Series: Is Real Business Cycle Theory Supported?". *Japan and the World Economy*, 17 (2), 239-259.
- İğde, E. (2010). *Yapısal değişiklik altında birim kök testleri Ve bazı makro iktisadi değişkenler üzerine*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Adana: Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Kalkınma Bakanlığı, <http://www.kalkinma.gov.tr/>
- Kapetanios, G. (2005). "Unit-Root Testing Against The Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks". *Journal of Time Series Analysis*, 26 (1), 123-133.
- Kim, D., & Perron, P. (2009). "Unit Root Tests Allowing for a Break in The Trend Function at an Unknown Time Under Both The Null and Alternative Hypotheses". *Journal of Econometrics*, 148 (1), 1-13.
- Kirchgassner, G. ve Wolters, J. (2007). *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
- Kula, F., Aslan, A., & Ozturk, I. (2012). "Is Per Capita Electricity Consumption Stationary? Time Series Evidence from OECD Countries". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16 (1), 501-503.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). "Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of a Unit Root: How sure are

- We That Economic Time Series Have a Unit Root?". *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.
- Lanne, M., Lütkepohl, H. ve Saikkonen, P. (2002). "Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts", *Journal of Time Series Analysis*, 23 (6), 667-685.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2001). "Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63 (5), 535-558.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks". *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2004). "Minimum LM Unit Root Test with One Structural break". *Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University*, 1-16.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). "Multiple Trend Breaks and The Unit-Root Hypothesis". *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 212-218.
- MacKinnon, J.J. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests". In R.F. Engle and C.W. Granger (Eds.), *In Long-run Economic Relationship: Readings in Cointegration* (pp. 267-276), Oxford: Oxford University Press.
- Narayan, P. K., & Popp, S. (2010). "A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time". *Journal of Applied Statistics*, 37 (9), 1425-1438.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2005). "Structural Breaks and Unit Roots in Australian Macroeconomic Time Series". *Pacific Economic Review*, 10 (4), 421-437.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications". *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), 139-162.
- Ng, S., & Perron, P. (1995). "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-dependent Methods for The Selection of The Truncation Lag". *Journal of the American Statistical Association*, 90 (429), 268-281.

- Ng, S., & Perron, P. (2001). "Lag Length Selection and The Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power". *Econometrica*, 69 (6), 1519-1554.
- Nunes, L. C., Newbold, P., & Kuan, C. M. (1997). "Testing for Unit Roots with Breaks: Evidence on The Great Crash and The Unit Root Hypothesis Reconsidered". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59 (4), 435-448.
- Ohara, H. I. (1999). "A Unit Root Test with Multiple Trend Breaks: A Theory and an Application to US and Japanese Macroeconomic Time Series". *The Japanese Economic Review*, 50 (3), 266-290.
- Papell, D. H., & Prodan, R. (2003). "Long Run Purchasing Power Parity: Cassel or Balassa-Samuelson?". Photocopy (June). University of Houston.
- Pascalau, R. (2010). "Unit Root Tests with Smooth Breaks: An Application to The Nelson–Plosser Data Set". *Applied Economics Letters*, 17 (6), 565-570.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57 (6), 1361-1401.
- Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables". *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- Perron, P., & Ng, S. (1998). "An Autoregressive Spectral Density Estimator at Frequency Zero for Nonstationarity Tests". *Econometric Theory*, 14 (05), 560-603.
- Perron, P., & Phillips, P. C. (1987). "Does GNP Have a Unit Root? A Re-evaluation". *Economics Letters*, 23 (2), 139-145.
- Perron, P., & Qu, Z. (2006). "Estimating Restricted Structural Change Models". *Journal of Econometrics*, 134 (2), 373-399.
- Perron, P., & Qu, Z. (2007). "A Simple Modification to Improve The Finite Sample Properties of Ng and Perron's Unit Root Tests". *Economics Letters*, 94 (1), 12-19.
- Perron, P., & Rodríguez, G. (2003). "GLS detrending, Efficient Unit Root Tests and structural change". *Journal of Econometrics*, 115 (1), 1-27.

- Perron, P., & Vogelsang, T. J. (1992). "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 301-320.
- Perron, P., & Zhu, X. (2005). "Structural Breaks with Deterministic and Stochastic Trends". *Journal of Econometrics*, 129 (1), 65-119.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series regression". *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2004). "The Persistence in International Real Interest Rates". *International Journal of Finance & Economics*, 9 (4), 339-346.
- Rappoport, P., & Reichlin, L. (1989). "Segmented Trends and Non-stationary Time Series". *The Economic Journal*, 99 (395), 168-177.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order". *Biometrika*, 71 (3), 599-607.
- Saikkonen, P. ve Lütkepohl, H. (2002). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time", *Econometric Theory*, 18 (2), 313-348.
- Schmidt, P., & Phillips, P. C. (1992). "LM Tests for a Unit Root in The Presence of Deterministic Trends". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), 257-287.
- Schwert, G. W. (1989). "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?". *The Journal of Finance*, 44 (5), 1115-1153.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Bursa: Dora Yayınları.
- Stock, J. H. (1999). "A class of Tests for integration and Cointegration". In WJ Granger (Eds.). *Cointegration, Causality and Forecasting. A Festschrift in Honour Clive* (pp. 135-167). Oxford: Oxford University Press.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1986). "Does GNP Have a Unit Root?". *Economics Letters*, 22 (2), 147-151.
- The Federal Reserve Bank of St. Louis (<https://fred.stlouisfed.org/>)
- The World Bank (<http://data.worldbank.org/>)

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (<http://www.tcmb.gov.tr/>)

Türkiye İstatistik Kurumu (<http://www.tuik.gov.tr/>)

Walton, D. R. (1988). “Does GNP have a unit root?: Evidence for the UK”. *Economics Letters*, 26 (3), 219-224.

Yamamoto, T. (1996). “A Simple Approach to The Statistical İnference in Linear Time Series Models Which May Have Some Unit Roots”. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 87-100.

Yavuz, N. (2015). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: Der Yayınları.

Yılancı, V. (2009). “Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması”. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (2), 324-335.

Yurdakul, F. 2001. “Türkiye'de Enflasyon Sürecinde Yapısal Kırılmalar”. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 56 (1): 149-169.

Zivot, E., D. W. K. Andrews (1992). “Further Evidence on The Great Crash, The Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis”. *Journal of Business & Economic Statics*, 10 (3), 251-270.

EKLER

EK 1.

Zivot-Andrews (1991) Testi Kritik Değerler Tablosu

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

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

Lee-Strazicich (2003) Testi Kritik Değerler Tablosu

Model A			
	1%	5%	10%
LM_T	-4.545	-3.842	-3.504
LM_D	-35.726	-26.894	-22.892
Model C (I) ^a			
	1%	5%	10%
LM_T	-5.823	-5.286	-4.989
LM_D	-52.550	-45.531	-41.663
Model C (II)			
LM_T			
λ_2			
λ_1	0.4	0.6	0.8
0.2	-6.16, -5.59, -5.27	-6.41, -5.74, -5.32	-6.33, -5.71, -5.33
0.4	—	-6.45, -5.67, -5.31	-6.42, -5.65, -5.32
0.6	—	—	-6.32, -5.73, -5.32
LM_D			
λ_2			
λ_1	0.4	0.6	0.8
0.2	-55.4, -47.9, -44.0	-58.6, -49.9, -44.4	-57.6, -49.6, -44.6
0.4	—	-59.3, -49.0, -44.3	-58.8, -48.7, -44.5
0.6	—	—	-57.4, -49.8, -44.4

Kapetanios (2005) Testi Kritik Değerler Tablosu

Model	m	Significance level			
		0.10	0.05	0.025	0.01
A	1	-4.661	-4.930	-5.173	-5.338
	2	-5.467	-5.685	-5.965	-6.162
	3	-6.265	-6.529	-6.757	-6.991
	4	-6.832	-7.104	-7.361	-7.560
	5	-7.398	-7.636	-7.963	-8.248
B	1	-4.144	-4.495	-4.696	-5.014
	2	-4.784	-5.096	-5.333	-5.616
	3	-5.429	-5.726	-6.010	-6.286
	4	-5.999	-6.305	-6.497	-6.856
	5	-6.417	-6.717	-6.998	-7.395
C	1	-4.820	-5.081	-5.297	-5.704
	2	-5.847	-6.113	-6.344	-6.587
	3	-6.686	-7.006	-7.216	-7.401
	4	-7.426	-7.736	-7.998	-8.243
	5	-8.016	-8.343	-8.593	-9.039

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler	
Adı Soyadı	Hüseyin İŞLEK
Doğum Yeri ve Tarihi	Adıyaman/1986
Eğitim Durumu	
Lisans Öğrenimi	Gaziantep Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü
Bildiği Yabancı Diller	İngilizce
İş Deneyimi	
Çalıştığı Kurumlar	Muş Alparslan Üniversitesi
İletişim	
E-Posta Adresi	huseynislek@gmail.com
Tarih	20.04.2017