

T.C.

ATILIM ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİM DALI

UYGULAMALI İKTİSAT YÜKSEK LİSANS PROGRAMI

**ZAMAN SERİLERİNDE YAPISAL KIRILMA TESTLERİNİN
SİMÜLASYON YÖNTEMİ İLE KARŞILAŞTIRILMASI**

Yüksek Lisans Tezi

Özge Çamalan

Ankara, 2021

T.C.
ATILIM ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI
UYGULAMALI İKTİSAT YÜKSEK LİSANS PROGRAMI

**ZAMAN SERİLERİNDE YAPISAL KIRILMA TESTLERİNİN
SİMÜLASYON YÖNTEMİ İLE KARŞILAŞTIRILMASI**

Yüksek Lisans Tezi

Özge Çamalan

Tez Danışmanı

Prof. Dr. Tolga Omay

Ankara, 2021

KABUL VE ONAY

Özge Çamalan tarafından hazırlanan “Zaman Serilerinde Yapısal Kırılma Testlerinin Simülasyon Yöntemi İle Karşılaştırılması” başlıklı bu çalışma, 02/07/2021 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda başarılı bulunarak jürimiz tarafından İktisat Ana Bilim Dalı, Uygulamalı İktisat Programında Yüksek Lisans Tezi olarak oy birliği ile kabul edilmiştir.

Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU (Başkan)

Prof. Dr. Tolga OMay (Danışman)

Doç. Dr. Özgür BOR (Üye)

Prof. Dr. Dilaver TENGİLİMOĞLU

Enstitü Müdürü

ETİK BEYAN FORMU

Atılım Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Yönergesi'ne uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmasını;

- Akademik ve etik kurallar çerçevesinde hazırladığımı,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmasında yararlandığım eserlerin tümüne atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu bildirir,

Aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.

Temmuz, 2021

Özge ÇAMALAN

ÖZ

ÇAMALAN, Özge. Zaman Serilerinde Yapısal Kırılma Testlerinin Simülasyon Yöntemi ile Karşılaştırılması, Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2021.

Bir zaman serisinde örneklem boyunca eğim katsayıları, sabit terim ve trend her zaman istikrarlı değildir, politika değişimleri, krizlerden, savaşlardan kaynaklı kalıcı değişimler (yapısal kırılmalar) meydana gelebilir. Yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan regresyon sonuçları gerçek değerleri yansıtmayabilir. Bu çerçevede yapısal kırılmanın doğru tespit edilmesi önem taşımaktadır. Bu tez çalışmasında, zaman serileri verilerinde yapısal kırılmanın tarihini belirleyen testlerin performansları karşılaştırılmıştır. Bu kapsamda öncelikle yapısal kırılma kavramı açıklanmış, birim kök problemi ile arasındaki etkileşimden bahsedilerek hangi sorunlara yol açtığı ve yapısal kırılma tespitinde sıklıkla kullanılan yöntemler tanımlanmıştır. Daha sonra yapısal kırılma tarihini tespit eden ve sıklıkla kullanılan testlerin teorik açıklamaları verilmiştir. Bu testlerin performansı; değişen varyans, birim kök gibi problemleri içermeyen basit bir seri yaratılarak kırılmanın konumu ve kırılma katsayısı bağlamında simülasyon çalışması ile değerlendirilmiştir. Simülasyon sonuçları, yapısal kırılmanın tarihini belirleyen bazı testlerin performansının incelenen tüm durumlar için zayıf olduğunu bazı testlerin ise kırılmanın konumuna, kırılma büyüklüğüne bağlı karşı hassas olduğunu göstermiştir.

Çalışmada Türkiye reel döviz kuru serisinin yapısal kırılmaları belirlenerek Kapetanios (2005) testinin iyi performans sergilediği sonucuna ulaşılmıştır. Bu görgül uygulama ve simülasyon sonuçları beraber değerlendirildiğinde Kapetanios testinin gücü veri yapısına bağlı değişmemektedir.

Anahtar Kelimeler:

Yapısal Kırılma, Lineer Modeller, Simülasyon, Zaman Serisi

ABSTRACT

ÇAMALAN, Özge. Comparison of Structural Break Tests in Time Series with Simulation Method, Master's Thesis, Ankara, 2021.

In a time series, inclination coefficients, fixed terms and trends are not always stable throughout the sample, policy changes, permanent changes (structural breaks) due to crises, wars can occur. Regression results without taking into account structural breaks may not reflect actual values. In this context, it is important to correctly detect structural break. In this thesis study, the performance of the tests that determine the date of structural breakage was compared in the time series data. In this context, the concept of structural break is explained first, the interaction between the unit root problem and what problems it causes and the methods used frequently in the determination of structural break are defined. Then, theoretical explanations of the tests that determine the date of structural breakage and are frequently used are given. The performance of these tests; the changing variance was evaluated by simulation study in the context of the location of the break and the coefficient of the break by creating a problem-free series such as unit root. Simulation results showed that the performance of some tests that determine the date of structural break is poor for all cases examined, while some tests are sensitive to the location of the break and depending on the size of the break.

In the study, structural breaks of the real exchange rate series of Turkey were determined and the Kapetanios (2005) test was concluded to be performing well. When these empirical application and simulation results are evaluated together, the strength of the Kapetanios test doesn't change depending on the data structure.

Keywords:

Structural Break, Linear Models, Simulation, Time Series

TEŞEKKÜR

Lisans ve yüksek lisans eğitimimde bilgi ve deneyimlerini paylaşan, tez süresince yardımlarını esirgemeyen, hiçbir zaman kapısını çalmaktan imtina etmediğim değerli danışman hocam Prof. Dr. Tolga OMA Y'a teşekkürlerimi sunarım. Kendisinin öğrencisi olduğum için her zaman gurur duyacağım.

Eğitim hayatım boyunca maddi ve manevi desteklerini esirgemeyen ve hayatımın her anında yanımda olup bana koşulsuz güvenen sevgili babam Haydar ÇAMALAN'a, sevgili annem Gülseren ÇAMALAN'a ve sevgili ablam Özlem ÜZMEZ'e teşekkür ederim. İyi ki varsınız.

Akademik anlamda beni destekleyen ve motivasyon kazanmamı sağlayan değerli hocalarım Doç. Dr. Özgür BOR'a, Doç. Dr. Mehmet Gürsan ŞENALP'e, Dr. Eşref Uğur ÇELİK'e ve Dr. Mustafa Can KÜÇÜKER'e teşekkür ederim. Yorumlarıyla tezime sunduğu katkılar için Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU'na teşekkür ederim.

Son olarak, her zaman yanımda olduğunu hissettiren ve süreci atlatmamda bana hep destek olan sevgili arkadaşım Arş. Gör. Büşra ÖZDEMİR'e teşekkür ederim.

Bu çalışma, sevgili yeğenim Doruk ÜZMEZ'e armağanımdır.

Özge ÇAMALAN

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	i
ABSTRACT.....	ii
TEŞEKKÜR	iii
İÇİNDEKİLER	iv
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ	vi
TABLolar DİZİNİ	vii
ŞEKİLLER DİZİNİ	ix
GİRİŞ	1
1. TEORİK ARKA PLAN	3
1.1. Yapısal Kırılma Kavramı.....	3
1.2.Yapısal Kırılma ve Birim Kök Arasındaki Etkileşim	5
1.3. Yapısal Kırılmanın Tespit Sorunun Çözümü İçin Kullanılan Yöntemler	8
2. YAPISAL KIRILMA TESTLERİ.....	17
2.1. Tek Kırılmalı Yapısal Kırılma Testleri.....	17
2.1.1.Perron (1989) Test	17
2.1.2. Zivot ve Andrews (1992) Test	23
2.1.2.Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992) Test	27
2.1.4. Andrews ve Ploberberger (1994) Test	29
2.1.5. Perron (1997) Test	33
2.2. Çoklu Yapısal Kırılma Testleri.....	36
2.2.1.Lumsdaine & Papell (1997) Test	36
2.2.2. Bai & Perron (1998-2003) Test	39
2.2.3. Lee ve Strazicich (2003) Test	45
2.2.4. Kapetanios (2005) Test	48
2.2.5. Perron (2006) Test	52
3.METODOLOJİ	55
3.1. Yöntem ve Veri Yaratma Süreci.....	55
3.2. Simülasyon Sonuçları	59
3.2.1. Tek yapısal kırılma durumunda testlerin karşılaştırılması	59

3.2.2 İki Yapısal Kırılma Durumunda Testlerin Karşılaştırılması	73
---	----

4. GÖRGÜL UYGULAMA: TÜRKİYE’NİN REEL DÖVİZ KURUNUN YAPISAL KIRILMALARININ BELİRLENMESİ	92
---	-----------

SONUÇLAR.....	94
----------------------	-----------

EKLER	101
--------------------	------------

EK-1 Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	101
---	------------

ORJİNALLİK RAPORU	104
--------------------------------	------------

ÖZGEÇMİŞ.....	111
----------------------	------------



SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

AO: Toplamsal Aykırı Değer

DF: Dickey Fuller Test

EKK: En Küçük Kareler

GMM: Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (Generalized Method of Moments)

GSMH: Gayrisafi Milli Hasıla

IO: Yenilikçi Aykırı Değer

KKT: Kalıntı Kareleri Toplamı

LM: Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier)

LR: Olabilirlilik Oranı (Likelihood Ratio)

MAE: Ortalama Mutlak Hata

MSE: Ortalama Kare Hatası

OECD: Ekonomik Kalkınma ve İş Birliği Örgütü (Organisation for Economic Co-operation and Development)

RMSE: Ortalama Karekök Hatası

RDK: Reel Döviz Kuru

LS: Lee & Strazicich

LP: Lumsdaine & Papell

ZA: Zivot & Andrews

BLS: Banerjee, Lumsdaine ve Papell

AP: Andrews & Ploberger

TABLOLAR DİZİNİ

Tablo 1. ADF Sonuçları	7
Tablo 2. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 50 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	60
Tablo 2. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 50 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	61
Tablo 2. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 50 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	62
Tablo 3. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	65
Tablo 3. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	66
Tablo 3. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	67
Tablo 4. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	70
Tablo 4. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	71
Tablo 4. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu.....	72
Tablo 5. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Lumsdaine & Papell (1997) Test RMSE Tablosu	74
Tablo 6. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Lee & Strazicich (2003) Test RMSE Tablosu.....	75
Tablo 7. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Bai & Perron (2003) Test RMSE Tablosu	76
Tablo 8. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Kapetanios (2005) Test RMSE Tablosu	77
Tablo 9. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Perron (2006) Test RMSE Tablosu.....	78
Tablo 10. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Lumsdaine & Papell (1997) Test RMSE Tablosu.....	80
Tablo 11. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Lee & Strazicich (2003) Test RMSE Tablosu.....	81
Tablo 12. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Bai & Perron (2003) Test RMSE Tablosu	82
Tablo 13. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Kapetanios (2005) Test RMSE Tablosu.....	83
Tablo 14. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Perron (2006) Test RMSE Tablosu.....	84
Tablo 15. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda LP (1997) Test RMSE Tablosu.....	86

Tablo 16. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda Lee & Strazicich (2003) Test RMSE Tablosu.....	87
Tablo 17. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda Bai & Perron (2003) Test RMSE Tablosu	88
Tablo 18. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda Kapetanios (2005) Test RMSE Tablosu.....	89
Tablo 19. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda Perron (2006) Test RMSE Tablosu.....	90



ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 1. Yapısal Kırılma ve Birim Kök Arasındaki Etkileşim Grafiği	7
Şekil 2. Türkiye Reel Döviz Kuru Serisi	92



GİRİŞ

Bir zaman serisinde örneklem boyunca eğim katsayıları, sabit terim ve trend her zaman istikrarlı değildir. Dönem içinde krizlerden, fiyat politikalarından veya ekonomi programlarından kaynaklı şoklar (yapısal kırılmalar) meydana gelmektedir. Bu yapısal kırılmaların varlığı eğim katsayılarını, sabit terimi veya trendi etkilemektedir. Ancak yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan regresyonun sonuçları iktisadi olarak anlamsız olabilir veya gerçek değerleri yansıtmayabilir ve bizim öngörülerimiz de hatalı sonuçlar elde etmemize yol açabilir. Bu nedenle ele alınan seride eğer yapısal kırılma mevcut ise yapısal kırılmanın varlığının tespit edilmesi gerekmektedir. Hükümet yeni bir politika izlediğinde iktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin gelecek dönemde de aynı kalması beklenemez. Yapılan politika değişimi iktisadi değişkenler arasındaki iktisadi yapının değişmesine yol açar.

Gerek makroekonomide gerek mikroekonomide zaman serisi çalışmalarında bir serinin zaman içerisinde nasıl değiştiği konusu önemli yer tutmaktadır. Belli bir örneklem dönemi boyunca serinin zaman içerisindeki hareketi her zaman sabit kalmaz, kalıcı veya geçici şoklar sebebiyle değişiklik gösterir. Bu duruma serinin durağan olmaması denir. Perron (1989), yapısal bir kırılma meydana geldiğinde seride durağanlığın olup olmadığını tartışmış ve yapısal kırılmanın olduğu tarih doğru belirlenirse birim kök testinin sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmiştir. Eğer serilerde bir kırılma varsa ve yapısal kırılmanın tarihi belirtilmemiş ise bu durumda birim kök boş hipotezini reddetmemek için sahte bir delil oluşturabilir. Yapısal kırılma varsa ve bu zaman kırılmasını göz önünde bulundurmeyen test sonucunda birim kök problemi vardır demek yanlış olmaktadır. Bu anlamda, yapısal kırılmayı dikkate almayan bu tür testlerin durağanlık analizi için istatistiksel güçleri bulunmamaktadır, Perron'un (1989, 1990) küçük örneklem üzerinden yaptığı testlerin güç analizleri de bu sonucu göstermiştir.

Zaman serileri ile çalışırken uzun dönemli öngörüler yapabilmemiz için serilerin durağan olması gerekir ki zaman serisi durağan değil ise kontrol altında olmadığı anlamına gelir ve bu serilerin uzun dönemli öngörülerini yapılamaz aynı zamanda geleneksel dağılım teorisi sahte regresyon problemi içerir. Bu sebeple

durağan olamama durumunun birim kök varlığından mı yoksa yapısal kırılma varlığından mı kaynaklandığının ayırt edilmesi gerekmektedir. Bu noktada yapısal kırılmanın varlığının tespiti ve hangi noktada yapısal kırılmanın gerçekleştiği konusu birim kök konusundan daha önemli bir konu olarak ele alınmaktadır. Yapısal kırılmalar, birim kök problemlerini maskeleyiği için doğru durağanlık testi yapılmasına engel olmaktadır. O yüzden ikisini birlikte test eden testler sıklıkla yapılmaya çalışılmaktadır. Durağanlık varsayımı altında yapısal kırılma testleri de çok değildir. Durağanlık testlerinden ya da birim kök testlerinden ziyade bu testlerin durağanlık varsayımı altında öncelikli olarak çalışılması ve daha sonradan birim kök ile karışma problemlerinin giderilmesi önemli bir sorun olarak önümüzde durmaktadır. Konuya bu hassasiyetler açısından yaklaştığımız için bu çalışmada öncelikli olarak durağanlık varsayımı çerçevesinde, hangi durumda hangi yapısal kırılma testinin veri kırılmaları yakalayıp yakalamadığı araştırılacaktır. Yapısal kırılmanın, durağan ve değişmeyen varyans çerçevesinde deterministik birleşende nasıl elde edileceğini ve bu yapısal kırılmayı tespit eden testlerin karşılaştırması yapılacaktır. Birim kök testlerinin bu anlamda alternatif hipotez -tez konusu yapılmış ve durağan serilerde yapısal kırılma analizi yapılmıştır.

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır, birinci bölümde yapısal kırılma hakkında teorik bilgiler verildikten sonra birim kök ile arasında nasıl bir etkileşim olduğu anlatılmış ve yapısal kırılma testlerinin kullandıkları istatistikler genel bir çerçeve ile tanıtılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde; literatürde sıklıkla kullanılan tek bir kırılmayı ve iki veya daha fazla kırılmayı tespit eden testler tanıtılmıştır.

Çalışmanın üçüncü bölümünde deterministik bileşeninde tek veya iki yapısal kırılma olan normal dağılımlı bir veri yaratma süreci tanımlanarak, testlerin performansları ortalama karekök hatası metriği (RMSE) kullanılarak karşılaştırılmıştır. Çalışmanın son bölümünde ise Türkiye reel döviz kuru örneği üzerinden görgül bir uygulama yapılmıştır.

1. TEORİK ARKA PLAN

Bu bölümde çalışmanın temel konusu olan yapısal kırılma kavramı, yapısal kırılmanın model kurma bağlamında önemi ve yapısal kırılmanın ortaya çıkardığı sorunlar açıklanacak ve yapısal kırılma tespitinde kullanılan istatistiksel yöntemler tanıtılacaktır.

1.1. Yapısal Kırılma Kavramı

Ekonometrik çalışmalarda modelin doğru kurulması doğru kestirim yapabilmek açısından önem taşımaktadır. Model kurma hatası, modelin aşırı tanımlanmasından veya modelin eksik kurulması yani gerekli değişkenin atlanmasından kaynaklanabilir.

Atlanan değişken testi genellikle Ramsey'in regresyon tanımlama hatası testi (RESET) ile test edilmektedir. Ancak zaman serileri ile çalışıldığında otokorelasyon, değişen varyans gibi sorunların temelinde de atlanan değişken problemi olabilir. Özellikle zaman serilerinde karşımıza çıkan değişen varyans probleminin temelinde, kukla değişkeni koymamak, yanlış ölçeklendirme gibi sorunlar yatmaktadır. Seride yapısal kırılma varsa değişen varyansın yok edilmesi için doğru tarihe kukla değişkeni koyulması ile sorun giderilebilir. Bu açıdan bakıldığında yapısal kırılma tarihinin doğru tespiti modelin kurulmasında önem taşımaktadır. Modelin eksik kurulmasından kaynaklı bunun özelinde ise yapısal kırılmanın tespit edilememesinden kaynaklı bir model kurulma hatasına düşüldüğünde hata kareleri toplamının büyümesi sonucu hata teriminin varyansı da büyüyecektir ve yanlış kurulan modeldeki katsayılar sapkılı tahmin edilecektir.

Çoklu regresyon denkleminde açıklayıcı değişkenlerin tamamı modele yerleştirildiğinde modeldeki katsayıların değişmez olduğu düşünülmektedir. Ancak modeldeki açıklayıcı değişkenler zaman içerisinde değişim göstermektedir. Devlet müdahalesinin olup olmadığı, politika değişikliği gibi etkenler de fonksiyonel form oluştururken oldukça önemlidir. Bu tür müdahaleler gerçekleştiğinde yapısal kırılma söz konusu olabilir. Söz konusu durumlarda ekonometrik modellemenin ana amacı, yapısal alt model parametrelerinin geliştirilmesidir; böylelikle hem veri üretiminin

altında yatan sabit parametrelili alt örneklem elde edilir hem de doğru biçimde belirlenen değişkenlerin tahmini yapılır. Bilinmeyen parametre vektörünü baştan itibaren sabit olarak ele almak, değişkenlerin bileşenlerini belirlemede problem teşkil etmektedir (Hendry ve Richard, 1983).

Yapısal kırılmanın vurgulanmasında Lucas kritiği önem taşımaktadır. Lucas'ın kritiği, iş gücü piyasasında arz ve talebi kullanarak işsizlik ve ücret oranları arasında bir ilişkinin varlığını ortaya koyan Philips'e karşıdır. Phillips (1958) çalışmasında, İngiltere için (1861-1971) ücretler ve işsizlik oranı arasında uzun dönemde, ters yönlü ve doğrusal olmayan bir ilişki olduğunu belirtmektedir. Ardından yapılan birçok çalışma ile Philips eğrisini eleştirmişlerdir, Milton Friedman ve Edmund Phelps (1960), Philips'in (1958) belirttiği gibi fiyatlar ve işsizlik arasında uzun vadeli bir ilişkiden bahsetmenin mümkün olmadığını belirterek enflasyon beklentilerini modele dahil etmiştir. 1970'lere gelindiğinde Philips eğrisi tartışması Lucas ve Rapping'in çalışması ile yeni bir boyut kazanmıştır. Lucas ve Rapping (1969), Philips (1958)'in ele aldığı dönemi 3 ayrı alt döneme ayırmış ve üç dönem için de farklı sonuçlar elde etmiştir. İlk iki dönem işsizlik ve enflasyon arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğuna dair kanıtları gösterirken son dönem bu iki değişken arasında herhangi bir ilişki olmadığını ortaya koyar. Lucas ve Rapping'e göre enflasyon-işsizlik arasındaki ilişki iki değişkenin incelendiği döneme bağlı olarak değişmektedir. Bu durumda Philips eğrisinin ve buna benzer politika araçlarının ekonomik müdahalelerden etkilenmesi kuvvetle muhtemeldir.

Bu bağlamda ele alınan örneklemin bir bütün olarak incelenmesi ve tek bir regresyon denkleminin dönem içinde değişmez olduğu düşünülemez. Ekonomide meydana gelen politika değişimleri, ülkeyi derinden etkileyen salgın/savaş/ kriz gibi birçok çeşitli nedene bağlı olarak ekonomik yapıyı değiştirebilir. Meydana gelen yapısal kırılmalar regresyonu 2 veya daha fazla döneme ayırabilir. Bu durumda tek model ile kestirim yapmak doğru olmayacaktır çünkü yapısal kırılma hesaba katılmaksızın ele alınan model; bütün alt örneklemelerde aynı özelliği sergilemeyecek, elde edilen kestirimler araştırmacıya yanlış sonuçlar verecektir. Bu tür model kurma hatalarının önüne geçmek için yapısal kırılmanın/kırılmaların gerçekleştiği dönemi doğru tespit edilmesi gerekmektedir.

Literatürde yapısal kırılma olup olmadığının tespitine yönelik Chow testi, Hendry test, *CUSUM* test, *CUSUM*² test, Nyblom test, kukla değişken yaklaşımı gibi yöntemler ve testler kullanılmaktadır. Ancak söz konusu yöntemlerin kullanılması için yapısal kırılmanın gerçekleştiği noktaya dair bir önsel bilğimiz olmalıdır. Bu testler içinde önsel bilgi gerektirmeyenler ise yapısal kırılmanın tarihi hakkında doğrudan bilgi vermemektedir. Araştırmacının bu testlerin uygulanması için yapısal kırılma tarihi hakkında herhangi bir ön bilgisi bulunmayabilir. Bu durumda yapısal kırılma tarihini/tarihlerini nokta tahmini olarak tahmin eden testleri kullanmak daha doğru bir yaklaşım olur. Bu testlerin bazıları yapısal kırılmalı birim kök testi iken, bazıları sadece yapısal kırılmayı tespit etmektedir. Ancak bu çalışmada durağan bir seri üzerinden çalışıldığından ele alınan tüm testler yapısal kırılma tespitine yönelik testlerdir. Bu anlamda birim kök testlerinin alternatif hipotezi kullanılmaktadır.

Birim kök ve yapısal kırılma davranışlarının niteliksel olarak birbirlerine benzemesi sebebiyle iki süreç arasında bir etkileşim bulunmaktadır, bu etkileşim çalışmanın 1.2. bölümünde ele alınmıştır.

1.2 Yapısal Kırılma ve Birim Kök Arasındaki Etkileşim

Ekonometri uygulamalarında sıklıkla kullanılan veri türlerinden bir tanesi zaman serisidir. Bu tür seriler ile çalışırken kestirim yapabilmek ve politika önerilerinde bulunabilmek için serilerin durağan olması gerekmektedir. Seriler durağansa uygun model kurulur ve model teşhis testleri (değişen varyans, otokorelasyon, ARCH-GARCH) yapılır. Ancak tüm bu model teşhisi testlerinin yapılabilmesi için serilerin durağan olması ön koşul, ön belirlenmedir. Aksi hâlde model üzerinden anlamlı ilişkiler elde edilemeyecek, kestirim ve politika önerileri yapmak doğru olmayacaktır.

Zaman serilerinde ön koşul olan zayıf durağanlık zayıf ve güçlü olarak ikiye ayrılır. Zayıf durağanlık serinin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zamana bağlı değişmemesi ve zaman içerisinde sabit kalması olarak tanımlanmaktadır. Durağan seriler zaman içerisinde belli bir değere yakınsamakta ve belli bir ortalama etrafında salınım göstermektedirler. Zayıf durağanlık koşulları olarak da tanımlanan bu koşullar aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$E(Y_t) = \mu \quad (1.1)$$

$$E(Y_t^2) = \text{Var}(Y_t) = \sigma^2 \quad (1.2)$$

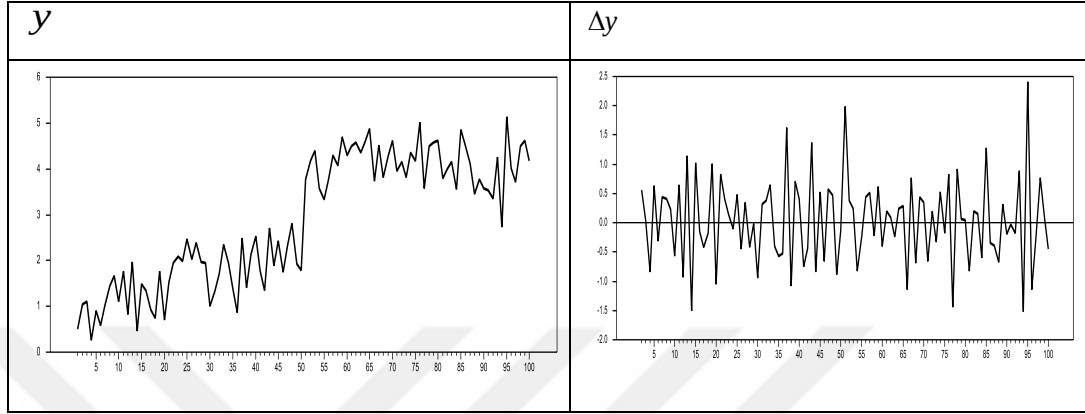
$$E(Y_{t-j}, Y_{t-s}) = \sigma \quad (1.3)$$

Zayıf durağanlıktan bahsedildiğinde serinin koşullu varyansı belli bir döneme göre değişebilir, ancak serinin uzun dönem varyansı sabit olduğunda seri zayıf durağan olarak adlandırılır. Yine aynı şekilde koşullu ortalama da küçük bir değişim olsa bile serinin uzun dönemli ortalaması sabit ise seri hâlâ durağandır ancak zayıf durağan olarak nitelendirilir.

Buna ek olarak güçlü durağanlık ise serinin yapısının hiçbir şekilde değişmediği anlamına gelmektedir. $Y(t), t \in T$ stokastik sürecini ele alacak olursak, $t_1, t_2, \dots, t_n \in T$ ve $j \in T$ olmak üzere $Y(t_1), \dots, Y(t_n)$ vektörü ile $Y(t_1 + j), \dots, Y(t_n + j)$ vektörü aynı dağılıma sahip ise Y süreci güçlü durağandır denir. Bu çalışma boyunca durağanlık olarak, zayıf durağanlıktan bahsedilmektedir.

Nelson ve Plosser'un (1982), yaptıkları çalışmada birçok makroekonomik serilerin durağan olup olmadığını incelemiştir. Bu amaçla Amerika Birleşik Devletleri'nin 1907-1970 yılları arası 14 makroekonomik değişkenini ADF testi ile test etmiş ve serilerin 13'ünde birim kök boş hipotezini reddedemeyerek, stokastik yapı içeren serilerin durağan olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Bu bağlamda seriye öngörülme-yen stokastik yapı (şoklar) eklendiği zaman serinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman içerisinde değişim göstermekte, durağanlık bozulmaktadır. Bu da serilere verilen şokların kalıcı etki bıraktığı anlamına gelmektedir. Ancak Perron'un (1989) makroekonomik zaman serilerinin sadece birim kök özelliğine sahip olmadığını, dalgalanmaların geçici olabileceğini belirtmesi dışsal yapısal kırılmalı birim kök testlerinin başlangıcını oluşturmuştur. Perron'a (1989) göre yapısal kırılma/kırılmalar dikkate alınmadan seriye birim kök testi uygulandığında da birim kök boş hipotezi reddedilemez. Bu amaçla Perron, birim kök testine, önsel bilinen (dışsal olarak) kırılma tarihini kukla değişken olarak ekleyerek yapısal kırılma zamanını modele dahil etmektedir. Çalışmasında yapısal kırılma hesaba katılarak Dickey-Fuller testi uygulandığında bazı serileri için birim kök boş hipotezinin reddedildiğini

gözlemlemiştir. Bu nedenle seride yapısal kırılma varsa ve bu modele dahil edilmeden Dickey-Fuller testi uygulanırsa seride boş hipotez reddedilemez. Ancak yapısal kırılmanın hesaba katılması durumunda (eğer seride yapısal kırılma varsa) boş hipotez reddedilecektir.



Şekil 1. Yapısal Kırılma ve Birim Kök Arasındaki Etkileşim Grafiği

Tablo 1. ADF Sonuçları

	y	Δy
ADF (sabitli)	-2.886	-17.990**
ADF (sabitli)	-0.763	-17.990**

Grafik 1.1’de sol tarafta yer alan ilk grafik y^1 serisini gösterirken, sağ tarafta yer alan ikinci grafik ise y serisinin birinci fark grafiğidir. İlk grafiğe birim kök testi uygulandığında testin boş hipotez reddedilememektedir. Ancak farkı alan seriye birim kök testi uygulandığında birim kök boş hipotez reddedilmektedir. Birinci grafikte birim kök olmamasına rağmen birim kök testi uygulandığında durağan çıkmamasının sebebi serinin ortalamasında yapısal kırılmanın meydana gelmesidir. Seride yapısal kırılma varsa, yapısal kırılma hesaba katılmaksızın birim kök testi uygulandığında

¹ $y_t = 1 + 1 * Dum1 + 3.2Dum2 + 0.5x + e_t$ ’dir. Örneklem boyutu 100 olmak üzere x ; 0 ortalamalı 1 varyanslı rastgele değişken; $Dum1$ ve $Dum2$ ortalamada meydana gelen iki yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişkenlerdir. $t < 20$ ise $Dum1=1$ diğer durumlarda 0 değerini almaktadır benzer şekilde $t > 50$ ise $Dum2 = 1$, diğer durumlar için 0 değerini almaktadır.

serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılabilecektir. Durağan olmadığı düşünülen serinin farkı alınıp durağan hale getirmek isteyen bir araştırmacı ise seriyi durağan hale getirirse bile serinin farkının alınmasından kaynaklı olarak yapısal kırılmalar, serinin farkı alınarak yok edilmiş olmakta ve farkı ile çalışıldığından seride bilgi kaybı ortaya çıkmaktadır. Bu bilgi kaybının önüne geçmek için ele alınan örneklemin alt dönemlere ayrılarak incelenmesi gerekmektedir. Bu durumda seri, örneklem alt dönemlerinde durağan özelliğe sahip olabilir.

Yukarıda anlatıldığı üzere veri yaratma sürecinin doğru tespit edilmesi önem taşımaktadır. Veri yaratma sürecinde yapısal kırılma varsa ve kırılma dikkate alınmadan birim kök testi yapıldığı durumda yanlış sonuçlara ulaşılmış olunur. Yapısal kırılma tarihinin doğru tespiti ile fark almadan kaynaklı ortaya çıkacak bilgi kaybının önüne geçilecek, politika önerileri ve kestirimler daha doğru yapılabilecektir.

1.3. Yapısal Kırılmanın Tespit Sorunun Çözümü İçin Kullanılan Yöntemler

Zaman serilerinde yapısal bir kırılmanın tespiti için en sık kullanılan yöntemlerden birisi kukla değişkenin kullanılmasıdır. Bu tekniğin kullanılması için zaman serisinde yapısal kırılmaya uğrayan bir ya da daha fazla noktanın önceden bilinmesi gerekmektedir. Kırılma noktası bilindikten sonra yapısal kırılma olan döneme '1' değeri verilerek bir kukla değişken oluşturulur, bu durumda yapısal değişim geçirmeyen döneme '0' değeri verilir. Oluşturulan kukla değişken modele eğim ve/veya sabit terime dâhil edilir. Böylece tek bir denklem üzerinden yapısal kırılmanın olup olmadığı anlaşılabilir.

Sık kullanılan bir diğer yöntem ise yine aynı şekilde, yapısal kırılma tarihinin önceden bilinmesini gerektiren Chow (1960) testidir. Bu test, örnekleme iki alt döneme bölmekte ve iki regresyondan oluşan kalıntı karelerini kullanarak Chow F istatistiğini hesaplamaktadır.

$$F = \frac{KKT - (KKT_1 - KKT_2)}{KKT_1 + KKT_2} \times \frac{T - 2k}{k} \rightarrow F(k, T - 2k) \quad (1.4)$$

Burada T örneklem sayısını, k bilinmeyen parametre sayısını, KKT tüm örneklemde elde edilen kalıntı kareleri toplamını, KKT_1 ikiye ayrılan regresyonlardan ilk regresyondan elde edilen kalıntı kareleri toplamını, KKT_2 ise ikinci regresyondan elde edilen kalıntı kareleri toplamını ifade etmektedir. Eğer hesaplanan F istatistiği $F(k, T-2k)$ 'den büyükse yapısal kırılmanın yokluğu boş hipotezi reddedilir, bu durumda söz konusu iki dönem arasında bir yapısal kırılma söz konusudur.

Yapısal değişim söz konusu olduğunda literatürde kırılma tarihinin önceden bilinmesini gerektiren veya kırılma tarihinin önceden bilinmesini gerektirmeyen testler yer almaktadır. Ekşi (2009), çalışmasında yapısal kırılma testlerini üç kategoride incelemektedir. İlk kategoride, belli bir tarihte seride kırılma olup olmadığını test eden Chow testi yer almaktadır. İkinci kategorideki testler ise, herhangi bir zamanda var olabilecek kırılma olup olmadığını tespit eden testlerdir ve yapısal kırılmanın tarihini vermez. Son kategorideki testler ise önce bilinmeyen kırılma tarihini tespit edip bu tarihte kırılmanın olup olmadığını test eden testlerdir. Ekonometri uygulamalarında kırılmanın tarihi her zaman önsel olarak bilinmemektedir. Bu bağlamda son kategorideki testlerin kırılmayı tespit etmedeki yöntemleri farklılaşmaktadır. Çalışmanın bu bölümünde yapısal kırılma tespitinde kullanılan yöntemler ele alınmıştır.

i) Quandt'ın Olabilirlik Oranı testi

Bu test, Quandt (1958, 1960) tarafından olası kırılma noktalarını belirlemek amacıyla ortaya atılmıştır. Quandt (1958), hata terimlerinin birbiri ve açıklayıcı değişkenler ile bağımsız olduğu ve ortalamasının sıfır olduğu koşulları ile aşağıdaki regresyon denklemlerini ele alır.

$$y_i = a_1 + b_1 x_i + u_i, \quad i = 1, \dots, t \quad (1.5)$$

$$y_i = a_1 + b_1 x_i + u_i, \quad i = t+1, \dots, T \quad (1.6)$$

Denklem 1.5 t gözlem ile tahmin edilirken, denklem 1.6 $T-t$ gözlemden tahmin edilmektedir. Bu iki denklemin parametrelerinin ele alınan iki dönem arasında değişip değişmediğini tespit etmek için her iki denklemden hata terimlerinin yoğunluk fonksiyonlarını hesaplayarak log olabilirlik fonksiyonu hesaplanır.

$$L = -T \log \sqrt{2\pi} - t \log \sigma_1 - (T-t) \log \sigma_2 - (1/2\sigma_1^2) \sum_{i=1}^t (u_i)^2 - (1/2\sigma_2^2) \sum_{j=t+1}^T (u_j)^2 \quad (1.7)$$

Bu olasılık fonksiyonun varyanslara ve regresyon parametrelerine göre kısmi türevi elde edilerek en çok olabilirlik tahmin edicileri türetilir. Bu en çok olabilirlik tahminleri olasılık fonksiyonunda yerine koyulduğunda

$$L(t) = -T \log \sqrt{2\pi} - t \log \hat{\sigma}_1 - (T-t) \log \hat{\sigma}_2 - \frac{T}{2} \quad (1.8)$$

Denklem 1.8 elde edilir. Bu denklemde yer alan en çok olabilirlik fonksiyonun yapısal kırılma tarihi olan t 'ye bağlı olduğu açık bir şekilde görülmektedir. Tüm olası kırılma tarihleri için bu olasılık fonksiyonu hesaplanır ve en yüksek $L(t)$ değerini veren kırılma tarihi olarak seçilir. Seçilen bu kırılma noktasında olabilirlik oranı testi λ denklem 1.9'daki gibi tanımlanmaktadır.

$$\lambda = \log \frac{\sigma_1^t \sigma_2^{(T-t)}}{\sigma^T}, \quad T = 1, \dots, T \quad (1.9)$$

Testin boş hipotezi yapısal değişim yoktur şeklinde iken alternatif hipotez yapısal değişim vardır şeklindedir. Denklem (1.9)'da yer alan λ 'nın dağılımının hesaplanması zordur ancak örneklem sayısı büyük olduğunda $-2\log \lambda$ dağılımı χ^2 dağılımına yaklaşmaktadır. Quandt (1960), küçük örneklemde ise T=20, T=40, T=60 örneklem sayıları için yüzde puan tablosu türetmiştir (Quandt, 1958-1960).

ii) Özyinelemeli Kalıntı Kareleri

Bu test örneklemin arttırılarak kalıntıların hesaplanmasına dayanmaktadır. k parametre sayısı olmak üzere başlangıçta $k+1$ kullanılarak EKK yöntemi ile tahmin yapılır. Bu tahmin örneklem periyodu arttırılarak tekrar ettirilir. Bu test, yinelemeli bir yöntem kullanarak, her gözlem eklendiğinde parametreleri yeni bir regresyondan hesaplama yöntemine dayanmaktadır.

Süreci daha detaylı anlatmak amacıyla k sayıda katsayı bulunduran bir model düşünelim,

$$Y_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

İlk adımda örneklem sayısı katsayı sayısından büyük olmak üzere parametre tahmini yapılır, örneklem sayısı arttırılarak bu tahmin süreci yinelenir.

$$\hat{\beta}_t = (X_t' X_t)^{-1} X_t' Y_t, \quad t = k+1, \dots, T$$

$\hat{\beta}_t$ 'nin son tahmini bir sonraki adımda bağımlı değişkenin tahmini için kullanılmaktadır. Böylece tek adımlı tahmin hatası aşağıdaki gibi elde edilir.

$$v_t = y_t - x_t' \hat{\beta}_{t-1} = x_t' (\beta_t - \hat{\beta}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Burada v_t , $E(v_t) = 0$, $V(v_t) = \sigma_\varepsilon^2 \left[1 + x_t' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t \right] \sigma_\varepsilon^2$ 'dir. Bu tek adımlı tahmin hatası standardize edilerek yinelemeli kalıntılar 1.10'daki gibi elde edilir.

$$w_t = \frac{v_t \sigma_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon} = \frac{y_t - x_t' \hat{\beta}_{t-1}}{\sqrt{1 + \left[x_t' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t \right]}} \quad (1.10)$$

Brown, Durbin ve Evans (1975), bu özyinelemeli kalıntıları kullanarak yapısal kırılmanın olmadığı boş hipotezini test etmek için grafik sınamasını geliştirmiştir. Bu grafik sınaması v_t 'nin varyansı kullanılarak $E(v_t) \pm 2\sqrt{\text{var}(v_t)}$ alt ve üst bandında çizilir. Eğer v_t grafiği bu değerleri aşarsa yapısal kırılma vardır. Benzer şekilde standardize edilmiş özyinelemeli kalıntılara bu grafik sınaması uygulandığında, bu alt üst limitler -2 ve +2 olarak kabul edilir. Eğer w_t 'ler bu limitlerin dışındaysa yapısal kırılma olduğu sonucuna varılır (Güler ve Bakır,2019).

iii) Wald Test ve LM test (Sup-Wald ve Sup-LM) İstatistiği

Bilinmeyen kırılma tarihi için Quandt (1958, 1960), Supremum (Max)-Test olarak adlandırılan bilinmeyen bir değişim noktası için olasılık oranı test istatistikleri önerirken, Andrews (1993), Quandt testi ile benzer bir olasılık oranı testi için asimptotik dağılımı elde etmiştir. Bu testler, Wald (W) ve Lagrange çarpanı (LM) tipi testlerdir.

Andrews (1993), yaptığı çalışmada parametre kararsızlığı ve doğrusal olmayan parametrik modellerde parametre vektöründe bir kırılmanın varlığı durumunda kullanılan test geliştirir. Önerilen testler (*Sup-LM* , *Sup-Wald* , *Sup-LR*), bir parametre vektörünün değerinde bir kerelik değişiklik için tasarlanmıştır. Bu test alternatif hipotez altında parametrelerin tamamının değiştiği saf yapısal kırılma durumunda ve parametre vektörünün bir kısmının değiştiği kısmi yapısal kırılma durumunda kullanılır. Andrew (1993) testleri, GMM'e dayanan Wald ve Lagrange Çarpanı (LR) testini kapsamaktadır (Andrews, 1993).

Parametre vektörü (β_t, δ_0) olmak üzere, boş hipotez yapısal kırılmanın olmadığı şeklindedir.

$$H_0 : \beta_t = \beta_0$$

$$H_{1T} : \beta_t = \begin{cases} \beta_1(\lambda) & t = 1, 2, \dots, T\lambda \\ \beta_2(\lambda) & t = T\lambda + 1, \dots, T \end{cases}$$

Burada $\lambda \in (0,1)$ parametresi boş hipotez altında görülmeyen, alternatif hipotez altında görülen yapısal değişimin zamanıdır(fraksiyon). T örneklem boyutu olup $T\lambda$ kırılma zamanını verir. Andrews (1993), $\sup_{\lambda \in \Pi} W_T(\lambda)$, $\sup_{\lambda \in \Pi} LM_T(\lambda)$ ve $\sup_{\lambda \in \Pi} LR_T(\lambda)$ formunda istatistik testlerine yoğunlaşır. Bu test istatistikleri lineer modellerde Sup-F istatistiğine eşittir ve Chow testi ile benzerlik göstermektedir.

Andrews (1993) tarafından geliştirilen Sup istatistikleri aşağıdaki gibidir.

$$SupW = \max T \left[\frac{SSR - (SSR_1 + SSR_2)}{(SSR_1 + SSR_2)} \right] \quad (1.11a)$$

$$SupLM = \max T \left[\frac{SSR - (SSR_1 + SSR_2)}{SSR} \right] \quad (1.11b)$$

$$SupLR = \max T \log \left[\frac{SSR}{SSR_1 + SSR_2} \right] \quad (1.11c)$$

Andrews Sup testlerinin dağılımı normal dağılımlara uymadığından standart tablolar kullanılmamaktadır. Bu soruna çare olarak Andrews (1993)'ün asimptotik kritik değerleri kullanılmaktadır (Başçı & Benli, 2004).

Andrews (1993) ele aldığı regresyon modeli statik ve tek bir bağımlı değişkene izin vermektedir. Chen ve Diebold (1996) yaptıkları çalışmada dinamik bir regresyon modeli ele almış ve bir seferlik yapısal kırılma alternatifine karşı yapısal kararlılık boş hipotezini test etmişlerdir ve yaptıkları çalışmada Andrews (1993) supremum test özelinde endojen yapısal kırılmalı testlere odaklanmışlardır. Andrews (1993) tarafından önerilen sonlu örneklem (finite-sample) asimptotik kritik değerlerin kullanımının örneklem sonsuza giderken boyut bozulmalarına yol açacağını göstermiş ve kritik değerleri elde etmek için en iyi yöntemin Bootstrap yöntemi olduğunu öne sürmüşlerdir.

iv) Optimal Testler

Andrews (1993), kırılma noktası $\lambda \in (0,1)$ (kırılma fraksiyonu)'nın bilinmediği ve bir yapısal kırılmanın meydana geldiği durum ile ilgilenmektedir ve λ 'yı veri olarak almayan, içsel olarak dâhil eden test istatistiği oluşturmaktadır. Ancak bunu yapmak değişim noktası $\lambda \in (0,1)$ 'ın boş hipotez altında değil alternatif hipotez altında ortaya çıktığı için oldukça karmaşıktır. Bu sebeple $\lambda \in (0,1)$ parametresi kullanılarak elde edilen standart Wald, LM ve LR tipi testleri örneklem sonsuza giderken kavuşmaz dağılıma (asimptotik dağılıma) sahip değildir.

Bu sebeple Andrews ve Ploberger (1994), ağırlıklı ortalama ile testin gücünü maksimize eden optimal testler geliştirmişlerdir. İki tip ağırlıklandırma biçimi bulunmaktadır, ilki olası kırılma tarihi üzerinden önceki dağılım hakkında bilgi veren $J(\lambda_1)$ fonksiyonu atamaktır ve yalnızca alternatif hipotez altında tanımlanan parametre için geçerlidir. Diğer yöntem ise alternatif hipotezin boş hipotezden ne kadar uzak olduğunu hesaplamaktır. Belirli bir istatistiğin bu ağırlık fonksiyonuna bağımlılığı yalnızca bir sabit parametre “c” ile gerçekleşir. Andrews ve Ploberger (1994)'i optimal testleri LM, LR ve Wald istatistiklerinin ağırlıklandırılması ile elde edilir. Bu kısım, 2.1.4. bölümde Andrews & Ploberger testini anlatırken daha detaylı açıklanmıştır.

2. YAPISAL KIRILMA TESTLERİ

Bu bölümde öncelikle tek yapısal kırılma tespiti yapan testler, ardından iki veya daha fazla yapısal kırılma tarihini tespit eden testlerin teorik açıklamaları yer almaktadır.

2.1. Tek Kırılmalı Yapısal Kırılma Testleri

Tek yapısal kırılmayı tespit eden Zivot & Andrews (1992), Banerjee, Lumsdaine ve Papell (1992), Andrews & Ploberger (1994), Perron (1997) testleridir. Tüm bu çalışmaların temelinde yapısal kırılmayı dışsal olarak tespit eden Perron (1989) testi yer aldığı için bu bölümde öncelikli olarak bu test tanıtılmıştır.

2.1.1. Perron (1989) Test

Nelson & Plosser, 1982 yılında yayınladıkları makalede uzun dönemli 14 makroekonomik serinin 13'i için birim kök hipotezinin ekonomide kalıcılığın derecesinin testi olduğunu kanıtlamıştır. Ancak Perron P., 1989 yılında yaptığı çalışmada verideki yapısal değişikliğin hesaba katılmaması durumunda birim kök davranışının gözlemlenebileceğini önermiştir. Bu çerçevede alternatif hipotezi yapısal kırılmalı trend durağan olan, boş hipotezi ise sıfır olmayan bir kaymaya sahip bir birim kök süreci olarak düşünür. Literatürde yer alan diğer birim kök testlerinden farklı olarak asıl ilgi alanı alternatif ve boş hipotez altında trend fonksiyonunun eğiminde, düzeyinde (level) veya her ikisinde bir yapısal kırılmanın varlığına izin vermesidir. Eğer veri yaratma mekanizmasında bir kırılma içeren trend fonksiyonunun etrafında durağan dalgalanmalar varsa birim kök boş hipotezinin reddedilemeyeceğini göstermektedir. Ayrıca yaptığı simülasyon çalışmaları neticesinde bunun asimptotik olarak da geçerli olduğunu göstermiştir.

Perron (1989), 14 makroekonomik değişken içeren Nelson Plosser verilerini kullanarak bir kerelik dışsal yapısal kırılmaya izin verildiğinde verilerin 11'i için birim kök boş hipotezinin reddedildiğini göstermiştir. Sonuç olarak birçok makroekonomik zaman serilerini sadece birim kök varlığı ile karakterize etmek doğru olmamaktadır.

Söz konusu bu çalışma literatürde yapısal kırılmalı birim kök testlerinin başlangıcını oluşturmaktadır. Perron (1989)'den bu yana zaman serisi literatürü ekonomik veri setlerinde yapısal kırılmanın tespit edilmesine yönelmiş ve birim kök süreci için test yapılırken yapısal kırılmanın tespiti üzerine yoğunlaşmıştır.

Perron (1989), bir kırılma olduğunda boş ve alternatif hipotezin test edilmesine olanak sağlayan test istatistiklerini türetir, sınırlı dağılımları belirler ve seçilen yüzdelerle tablo haline getirir. Geliştirilen test istatistiğini Nelson Plosser verilerine hem de savaş sonrası çeyreklik reel GSMH verilerine uygulamışlardır. Her iki örnekte de birim kökün varlığını savunan sıfır hipotezini reddetmiştir. Nelson Plosser verileri için yalnızca iki şok kalıcı etki göstermektedir: 1929 Büyük Buhran ve 1973 Petrol Krizi. Perron çalışması boyunca bu şokları dışsal olarak ele alınmıştır.

Perron (1989), söz konusu iki şokun veriler üzerinde farklı etki yarattığını öne sürmektedir. 1929 Büyük Buhranı, reel GSMH'nin ortalamasında bir düşüş yaratırken; 1973 Petrol Krizi ise trendin eğiminde değişiklik yaratarak büyümede bir düşüşe sebep olmaktadır. 1929 yılından sonra trend fonksiyonunun sabitinde bir kırılmaya ve 1973 yılından sonra trend fonksiyonunun eğiminde tek bir değişime izin verildiğinde birim kök testinin boş hipotezinin reddedildiğini (trend-durağan olduğunu) göstermiştir. Böylece zaman serilerinin sadece birim kök varlığı ile ortaya koyulmadığını, dalgalanmaların geçici olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Perron'un 1989 yılında yaptığı çalışma öncesinde serinin birim kök içerip içermediğini ele alan testler $\{y_t\}_0^T$ serisinde birim kökün varlığını yapısal kırılmayı dikkate almadan test etmektedir. Bu görüş Perron'un makalesi ile önsel olarak bilinen $T_B(1 < T_B < T)$ zamanında gerçekleşen bir yapısal kırılma dikkate alınarak genişletilmiştir. Boş hipotez altında, bir tanesi serinin düzeyinde dışsal bir değişime izin veren model olan "Crash Model", bir tanesi büyüme oranında (trend fonksiyonunun eğiminde) tek zamanlı dışsal bir kırılmaya izin veren model olan "Changing Growth Model", bir tanesi de hem trend hem de serinin düzeyinde dışsal değişime izin veren model olmak üzere üç model ele almaktadır (Perron, 1989).

Modellerin farklı olmasına karşın her üç modelde boş hipotez yapısal kırılmalı durağan olmayan süreci; alternatif hipotez ise, yapısal kırılmalı trend durağan süreci temsil

etmektedir. Boş hipotez altında bu üç model sırasıyla Model A, Model B ve Model C olarak gösterilmiştir.

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

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

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

Eğer $t = T_B + 1$ ise $D(TB) = 1$, aksi durumda $D(TB) = 0$; $t > T_B$ ise $DU_t = 1$, aksi durumda $DU_t = 0$ 'dir. Burada e_t , sıfır ortalamalı ve σ^2 varyanslı bağımsız ve özdeş dağılmış rasgele değişkendir (yani beyaz gürültü hata terimidir).

y_t 'nin zaman içinde değişmez parametrelere sahip durağan seri olduğu alternatif hipotezini düşünmek yerine, aşağıdaki üç olası alternatif modeli analiz etmektedir.

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

$$\text{Model B: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$$

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

T_B Kırılma tarihini temsil etmek üzere. $DT^* = t - T_B$ ve eğer $t > T_B$ ise $DT_t = t$ 'dir aksi durumda ise 0 değerini almaktadır.

Model A, crash model'i temsil etmektedir. Bir birim kökün yokluğu hipotezi, değeri kırılma döneminde 1 değerini alan kukla değişken ile karakterize edilmektedir. "Trend-durağan" alternatif hipotezi altında, Model (A) trend fonksiyonunun sabit teriminde, serinin düzeyinde, tek bir kırılmaya izin vermektedir. Alternatif hipotez altında $\mu_2 - \mu_1$ farkı, serinin düzeyinde, trend fonksiyonunun sabitinde, serinin düzeyinde, meydana gelen farkı göstermektedir. Model (B) changing growth modeli temsil etmektedir. Alternatif hipotez altında, kırılma anında serinin düzeyinde ani bir değişiklik yerine trend fonksiyonunun eğiminde bir değişikliğe izin verilmektedir. Model B'de alternatif hipotez altında yer alan $\beta_2 - \beta_1$ farkı kırılma tarihinde (T_B)

oluşan, trend fonksiyonun eğiminde meydana gelen farkı göstermektedir. Model (C) ise trend fonksiyonunun hem sabitinde hem de eğimindeki değişimi birlikte ele alarak her iki değişime de izin vermektedir (Perron, 1989).

Perron (1989), birim kökün varlığı testinde, DF test yönteminin kullanarak Model (1), Model (2) ve Model (3)'ye karşılık gelen regresyonlar için test istatistiği geliştirmiştir, bu test istatistikleri aşağıdaki gibidir.

$$\text{Model A: } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(T_B) + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

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

$$\text{Model C: } y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{d}^C D(T_B)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

Perron üç farklı örneklem üzerinden kırılmanın birim kök testi üzerindeki etkisini açıklamıştır. Örneklemin tamamı ele alındığında birim kök katsayısının 1'e yakın olduğunu ancak örneklem kırılma tarihinde ikiye bölündüğünde birim kök parametresinin değerinin oldukça düşük olduğunu, yaptığı çalışmalar neticesinde açıklamıştır. Ancak örneklem tahmin edilen kırılma noktasından ikiye ayrılarak incelense bile küçük örneklem sebebiyle t istatistiği birim kök hipotezini reddetmek için yeterince büyük olmayabilir. Bu açıdan bakıldığında, kırılmanın dışsal olmasına izin verecek ve örneklemin tamamına dayanan daha güçlü bir prosedüre sahip olmak faydalı olacaktır. (Perron, 1989).

Bu noktaya kadar Perron (1989)'un trend fonksiyonunda meydana gelen kırılmalar ile ilgilendiği açıktır. 1990 yılında Perron, Perron (1989) çalışmasına tamamlayıcı bir çalışma olarak alternatif ve boş hipotez altında serinin ortalamasında bir değişime izin veren test istatistikleri tasarlamıştır. Trend fonksiyonunda olduğu gibi serinin ortalamasındaki bir kayma da birim kök test istatistiğini etkilemektedir.

Sıfır hipotezi altında, $\{y_t\}$ serisi, bir birim kökün varlığıyla karakterize edilen bir zaman serisi süreci olmak üzere T_B noktasında bir yapısal kırılmaya izin verecek şekilde 2.1'deki gibidir.

$$y_t = \gamma D(TB) + y_{t-1} + w_t \quad (2.1)$$

Burada $t = T_B + 1$ ise $D(TB) = 1$, aksi durumda $D(TB) = 0$ 'dır. w_t , sonlu dereceden, herhangi bir ARMA(p,q) süreci tarafından yaratılmıştır.

Dizinin birim kök içermediğine dair alternatif hipotez ise aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + e \quad (2.2)$$

$t \leq T_B$ ise $DU = 0$ 'dır. $\{e_t\}$, ARMA (p + 1, q) süreci tarafından yaratılmıştır.

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{e}_t \quad (2.3)$$

Perron (1990), serinin seviyesindeki bir kaymanın varlığı durumunda veri yaratma sürecinin 2.2'deki gibi olduğunda 2.3 regresyonunu tahmin etmektedir, yaptığı Monte Carlo denemeleri sonucu γ kırılma büyüklüğü arttıkça $\hat{\alpha}$ 'nin kümülatif dağılım fonksiyonunun (cdf) 1'e yaklaştığını ispatlamıştır. Yalnızca ortalamada bir kırılma meydana gelse dahi deterministik bir bileşen etrafında bozukluklar meydana gelse bile birim kök hipotezi reddedilememektedir (Perron,1990).

Bu çerçevede Perron (1990) bir zaman serisi ortalamada bir kaymaya maruz kaldığında birim kökün testi için toplamsal aykırı değer (AO) ve yenilikçi aykırı değer modellerini (IO) ele alır. AO model'de birinci farklarının ekstra gecikmelerini ekleyen Dickey ve Fuller (1979) ve Said ve Dickey (1984) tarafından önerilen prosedür benimsenir. Yenilikçi aykırı değer modeli (IO), serinin ortalamasındaki değişikliğin

anında gerçekleşmediğini ve y seviyesi üzerindeki etkisinin sürecin dinamiklerine bağlı olduğunu belirtmektedir. AO modelde yer alan $\tilde{y}_t$, TB zamanında bir değişime izin veren y_t serisinden ortalamanın çıkarılmış hâlidir.

AO

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + u_t \quad (2.4)$$

IO

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + dD(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (2.5)$$

1992 yılında, Christiano tarafından Perron (1989,1990) çalışmalarına ilk eleştiri gelmiştir. Perron (1989) tarafından geliştirilen dışsal yapısal kırılmalı birim kök testini veri madenciliği olarak eleştirmiştir. Böyle bir yöntemin, kırılmanın en olası yerini belirlemesinin yanlış olduğunu öne sürmektedir. Christiano'dan sonraki çalışmalarda da dışsallık varsayımı oldukça eleştiri toplamıştır. Banerjee, Lumsdaine, & Stock (1992) ile başlayan ve literatürde uzunca bir yer tutan dışsallık eleştirisi birim kök boş hipotezine olan sapmanın içsel olarak belirlenebilecek kırılma tarihi ile önüne geçilebileceğini öne sürmektedir.

Christiano (1992), savaş sonrası herhangi bir dönemde herhangi kırılma olmadığı hipotezine karşı aslında çok az istatistiksel kanıt vardır. Buradaki temel zorluk ise iki nedene dayanmaktadır. Bunlardan bir tanesi kırılmanın varlığının testi için kullanılan standart kritik değerlerin kırılmanın olmadığını belirten boş hipotezin reddedilmesi lehine aşırı sapmalı (biased) olmasıdır. Christiano (1992), çalışmasında bootstrap yöntemi ile doğru küçük örneklem kritik değerlerini kullanarak bu zorluğun üstesinden gelmektedir. Christiano eleştirisinde yer alan bir diğer nokta ise tartışılan bu kritik değer, kırılma tarihinin test edilen veriler hakkında önsel bilgilerden bağımsız olarak seçildiğini varsaymaktadır. Bu da Christiano (1992)'nin karşılaştığı ikinci bir sorunu beraberinde getirir. Bu sorun kullanılan veri hakkında önceden bir bilğimiz yoksa kırılma tarihinin seçiminin yapılamamasıdır. Christiano'nun bahsettiği bu ikinci

problem verinin ön test incelemelerini yansıtmak için kritik değerin dönüştürülmesi yöntemi ile çözülür. Bu sorunu çözmek ilk sorunu çözmekten daha zordur. Esasında bu zorluk, belirli bir kırılma tarihini seçmeye çalışan faktörlerin bilgisayarda programlanabilen belirli bir algoritmaya dönüştürülememesidir. Bu amaçla Christiano, kırılma tarihinin seçimini imkânlı hale getirmek için belli algoritmalar tanımlar ve kritik değerler üzerindeki etkinin oldukça önemli olduğunu göstermiştir. Fakat kritik değerler üzerindeki bu etki, algoritmada kullanılan kırılma tarihinin seçimine karşı hassastır (Christiano, 1992: 3-4).

2.1.2. Zivot ve Andrews (1992) Test

Önceki bölümlerde de bahsedildiği gibi Perron (1989), 1973 Petrol Krizi ve 1929 Büyük Buhran dönemlerinde meydana gelen kırılmayı göz önüne alan alternatif hipoteze karşı yapısal kırılmalı birim kök boş hipotezinin testini gerçekleştirmiştir. Perron, trend fonksiyonunda tek bir kırılmaya izin verir ve bu kırılmayı sabit ve dışsal olarak ele alarak Nelson Plosser verilerinin gürültü fonksiyonundan bu yılları çıkardığında verilerinin 14'ünden 11'i için boş hipotezini reddetmektedir. Ancak yapısal kırılma tarihinin sabit ve dışsal olarak ele alınması ekonometri uygulamalarında pek mümkün olmamaktadır. Zivot & Andrews (1992) yılında yayınladıkları makalede Perron (1989) makalesine bir eleştiri getirir. Bu eleştiri Perron'un büyük buhran ve petrol krizini dışsal değişken olarak ele alması yönündedir. Zivot ve Andrews (1992) çalışmasında, Büyük Buhran ve Petrol Krizi'nin dışsal olarak ele alınmasının hassasiyetini incelemektedir.

Perron (1989), kırılma tarihi seçimleri, önsel veri gözlemine dayanmakta ve bu kırılma noktalarının seçimi verilerin grafik sınaması ile elde edilmektedir. Nelson ve Plosser'in verileri görsel olarak incelendiğinde 1929 Büyük Buhran Dönemi'ndeki verilerde bir düşüş gözlemlenmektedir ve benzer şekilde çeyreklik GDP verilerinde 1973 Petrol Krizi Dönemi'nde bir düşüş gözlemlenmektedir. Petrol Krizi ve Büyük Buhran dönemini yapısal kırılmaları tercih etmesinin temel sebebi, verileri önceden incelemesi olarak karşımıza çıkmaktadır. Bütün bu kırılma tarihleri endojen (içsel) olarak ele alınırsa o zaman doğru birim kök hipotezi Perron'un regresyonundaki kırılma noktalarının veriye bağlı olduğu gerçeğini hesaba katmalıdır. Bu durumda da

boş hipotez yapısal kırılmayı göz önüne almayan birim köklü süreçtir. Alternatif hipotez ise trend fonksiyonunda bir kırılmaya izin veren trend-durağan bir süreçtir. Zivot & Andrews (1992) testinde alternatif hipotez altında yapısal kırılma tarihi tam olarak bilinmemektedir. Bu sebeple kırılma tarihini belirlemek için veriye bağımlı bir algoritma kullanılmaktadır. Böylelikle Perron'un birim kök testi, bilinen kırılma noktasına bağlı olan testi, kırılma noktası bilinmediği zaman da kullanılabilir duruma gelmektedir.

Zivot & Andrews (1992), geliştirdikleri yapısal kırılmalı birim kök testini Perron tarafından analiz edilen veri setlerine uyguladığında birim kök hipotezine karşı Perron (1989)'un bulduğuna göre daha az kanıt bulunmaktadır. Zivot & Andrews asimptotik kritik değerleri kullanılarak, Perron yaklaşımı ile %5 anlamlılık seviyesinde birim kök boş hipotezinin reddedildiği 10 serinin 4'ü için birim kök hipotezi reddedilememektedir. Ancak diğer 6 seri için birim kök hipotezi reddedilmektedir.

Zivot & Andrews (1992), Nelson & Plosser (1982) verileri ve GSMH veri setleri için Monte Carlo yöntemi ile sonlu örneklem kritik değerlerini hesaplayarak asimptotik yaklaşımın doğruluğunu hesaplamaktadır. Asimptotik kritik değerler, sonlu örneklem kritik değerlerinden daha liberaldir. Sonlu örneklem kritik değerleri kullanıldığında Perron'un kullandığı üç seri için daha (employment, nominal wages, and common-stock prices) birim kök boş hipotezi reddedilmemektedir. Ancak GSMH verileri için %5 anlamlılık seviyesinde birim kök boş hipotezi reddedilmektedir.

Zivot ve Andrews çalışması bootstrap metoduna dayanan Christiano (1992) çalışmasından üstünlükler taşımaktadır. Christiano yaklaşımı, küçük örneklem ve hata terimlerinde otokorelasyona sahip regresyon modellerinde güvenilir bir yaklaşım değildir. Ayrıca Perron (1989)'a eleştirisinde analizini savaş sonrası çeyreklik GSMH verileri ile sınırlı tutmuştur.

Zivot & Andrews (1992)'in geliştirdikleri asimptotik dağılım teorisi Banerjee ve arkadaşları (1992) tarafından geliştirilen asimptotik kritik değerlere oldukça benzerlik

göstermektedir. Ancak Zivot ve Andrews (1992) asimptotik dağılım teorisi eş zamanlı (simultaneously) olarak geliştirilmiştir.

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989)'un kurduğu modeller üzerinden devam eder.

Perron birim kökün varlığını test etmek amacıyla aşağıdaki istatistiği hesaplamaktadır.

$$t_{\alpha^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (2.6)$$

2.6'da yer alan istatistik, 2.2.1'de Model A, Model B ve Model C'de yer alan $\alpha^i = 1$ 'in testi için standart t istatistiğini göstermektedir. $\lambda = T_B / T$ Kırılma fraksiyonunu göstermek üzere, birim kökün var olup olmadığı test istatistiği kırılma fraksiyonu λ 'ya bağlıdır. Perron'un birim kök hipotezinin testi için kullandığı bu test eğer $t_{\alpha^i}(\lambda) < \kappa_\varepsilon(\lambda)$ sağlanırsa Perron birim kök boş hipotezi reddedilir. Burada $\kappa_\varepsilon(\lambda)$ sabit bir kırılma fraksiyonu $\lambda = T_B / T$ için eşitlik 2.6'nın asimptotik dağılımından türetilen kritik değerdir.

Zivot ve Andrews (1992), eşitlik 2.6'da yer alan test istatistiğini farklı bir şekilde ele alır ve kırılma fraksiyonunu içselleştirir. Böylelikle Perron (1989)'un yaptığı gibi gürültü fonksiyonundan kırılma tarihlerini çıkarmaya gerek kalmamaktadır.

Zivot ve Andrews (1992), Perron'un üç modeli için boş hipotezi aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (2.7)$$

Boş hipotezi dışsal yapısal kırılmanın olmadığı bir y_t birim kök sürecini ifade etmektedir. Alternatif hipotezi ise bilinmeyen bir noktada trendde meydana gelen tek yapısal kırılmalı trend-durağan süreci ifade etmektedir. Bu durumda Perron modelinde

yer alan $D(T_B)$ terimine ihtiyaç kalmamaktadır. Zivot & Andrews'in asıl amacı kırılma noktasını tahmin etmektir. Bunu da trend durağan alternatif hipoteze en fazla ağırlık veren kırılma tarihini tahmin ederek yapmaktadır. En makul olan, 2.6'daki test istatistiği kullanarak denklem 2.7'de yer alan boş hipotez için en az sonucu veren kırılma noktasının seçimidir. Bu durumda kırılma fraksiyonu, λ , $\alpha^i = 1$ testi için t istatistiğini en küçük yapan değer seçilir. Model A, B, C için $\alpha^i = 1$ t istatistiğini en küçük yapan böyle bir değer $\hat{\lambda}_{\inf}^i$ ile gösterilmektedir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 254).

$$t_{\alpha^i} \left[\hat{\lambda}_{\inf}^i \right] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (2.8)$$

$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha^i}(\lambda)$ için kritik değerler, Perron tarafından elde edilen sabit bir kırılma fraksiyonu λ kritik değerinden daha negatiftir (büyüktür). Bu farklılık Model A için belirgin bir şekilde karşımıza çıkmaktadır, %5 anlamlılık düzeyinde $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha^i}(\lambda)$ kritik değeri -4.80 iken Perron λ değeri kritik değeri -3.74'tür. Görüldüğü gibi Zivot ve Andrews kritik değeri %5 anlamlılık düzeyinde Perron Kritik değerinden daha negatiftir. Benzer durum Model (B) ve Model (C) için de söz konusudur. Zivot ve Andrews'in Nelson Plosser veri setleri için birim kök lehine daha az kanıt bulmasının sebebi budur (Zivot, 1992).

Zivot ve Andrews Perron (1989)'un kullandığı ADF test stratejini takip eder ve regresyon denklemleri aşağıdaki gibidir.

$$\text{Model A'} \quad y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{Model B'} \quad y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{Model C'} \quad y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t$$

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

Görüldüğü gibi Zivot ve Andrews $t_{\alpha^i}(\lambda)$, $i = A, B, C$ 'nin minimum olduğu yerleri alır ve modele içsel olarak yerleştirilir.

2.1.2. Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992) Test

Yapısal değişikliklerin tarihi hakkında önsel bir bilgiye sahip olunmaması durumunda, önerilen testlerden bir tanesi de Banerjee, Lumsdaine ve Stock (1992) (BLS) tarafından geliştirilmiştir. Çalışmalarında Perron (1989), Rappoport & Reichlin (1989)'in ekonomik zaman serilerinin trendde meydana gelen bir kırılma ile durağan olarak karakterize edildiği görüşünü araştırmışlardır. Perron (1989)'daki gibi kırılma tarihinin bilindiği durum her zaman söz konusu olmamaktadır, bunun yerine BLS serisinde bir kırılma varsa bu tarihin önceden bilinmediği ve verilerden toplandığı varsayımı ile çalışmasına başlamaktadır.

Rastgele olmayan bilinen bir kırılma noktasına sahip genel dağılım teorisi, kırılma noktası bilinmeyen olarak ele alındığında geçerli değildir. Bu sebeple, Banerjee, Lumsdaine, & Stock(1992) bir dizi olası kırılma tarihleri üzerinden değerlendirilen bir dizi istatistik için bir dağılım teorisi geliştirmişlerdir. Böylelikle, istatistiklerin sürekli fonksiyon dağılımlarının analiz edilmesine izin vermektedirler. Bahsedilen istatistikler yinelemeli, yuvarlanan ve ardışık (sıralı) testlerdir.

Kırılma zamanı önceden bilinmediği durumda çıktının (gelir) sabitinde bir kırılma gerçekleşip gerçekleşmediği, çıktının deterministik trend etrafında durağan olup olmadığı, durağansa bu durumun ülkeler arasında tutarlı olup olmadığı, eğer yapısal kırılma söz konusu ise bu 1970'lerin ortasındaki üretkenlik yavaşlamasıyla ilişkili olup olmadığı ve kırılmanın ülkeler arasında aynı zamanlamaya sahip olup olmadığı gibi sorular çalışmanın temel ruhunu oluşturmaktadır.

BLS (1992), yinelenen (recursive), yuvarlanan (rolling) ve ardışık (sequential) olmak üzere üç test istatistiği düşünmekte ve değişen kök ve değişen trend ile ilgili hipotezler için asimptotik dağılım teorisi sağlamaktadır. Geliştirdikleri bu teknikleri OECD üyesi farklı 7 ülkenin (Kanada, İtalya, Almanya, Japonya, Fransa, İngiltere, ABD) savaş sonrası çeyreklik reel gelirine uygulamışlardır. Sadece bir ülkede (Japonya) birim kök hipotezi reddedilmiştir.

Yinelenen (recursive) test, T örneklem olmak üzere $k = k_0, \dots, T$ için $t = 1, \dots, k$ alt örneklemleri kullanılarak hesaplanmaktadır. Burada k_0 başlangıç değeridir. Yuvarlanan test istatistikleri örneklemin tamamının sabit bir fraksiyonu olan, δ_0 , alt örnekler kullanılarak sürekli döndürülerek hesaplanmaktadır. Ardışık test ise bir kırılma tarihi ile indekslenen bir değişkenler (regresörler) dizisi ve örneklemin tamamı kullanılarak hesaplanmaktadır. Bu çalışmada simülasyon dönemlerinde, yapısal kırılmaya izin verdiği için ardışık test istatistiği kullanılmıştır.

Yinelenen (Recursive) ve yuvarlanan (Rolling) test istatistikleri aşağıdaki model ele alınarak hesaplanmaktadır.

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \beta(L) \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$B(L)$, Birim çemberin dışında $1 - B(L)$ kökleri ile p . dereceden bir gecikme polinomudur. Boş hipotez altında $\alpha = 1$ ve $\mu_1 = 0$ 'dır. T örneklem büyüklüğü ve k_0 başlangıç değeri olmak üzere $k = k_0, \dots, T$, $t = 1, 2, \dots, k_0$ alt örneklemleri kullanılarak yinelenen istatistikler hesaplanmaktadır. Yuvarlanan istatistik ise $0 \leq \delta_0 \leq \delta \leq (1 - \delta_0)$ olmak üzere, δ_0 örneklemin sabit bir kısmı kullanılarak hesaplanır. (2.9)'da yer alan hata terimi ε_t martingale fark dizisidir.

(2.9)'daki modelde, μ_0 , μ_1 ve α üzerinde herhangi bir kısıtlama olmaksızın EKK ile tahmin edildiğinde, trend durağan alternatif hipoteze karşı $\alpha = 1$ hipotezini test eden t istatistiği standart DF Birim kök testidir.

Ardışık testler ise bütün örneklem kullanılarak hesaplanmaktadır. Bilinmeyen bir tarihte trendde deterministik bir kırılmaya izin vermektedir. Ardışık istatistikler hesaplanırken aşağıdaki model kullanılmaktadır

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \tau_{1t}(k) + \mu_2 t + \alpha y_{t-1} + \beta(L) \Delta y_{t-1} + \omega' x_{t-1}(k) + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Model 2.10, model 2.9'dan farklı olarak, $x_{t-1}(k)$ sıfır ortalamalı ve durağan olduğu varsayılan regresörlerin m vektörüdür. Burada k yapısal kırılmanın meydana geldiği dönem olmak üzere, deterministik regresör $\tau_{1t}(k)$ meydana gelen yapısal kırılmayı göstermektedir.

Bu çerçevede BLS, Perron (1989-1990)'u takip ederek iki durumu ele almaktadır.

Durum 1: $\tau_{1t}(k) = (t - k)1(t > k)$

Durum 2: $\tau_{1t}(k) = 1(t > k)$

Ardışık test istatistiğinde, kırılma tarihinin seçiminde Quandt'ın olabilirlik oranı testi (LR) istatistiği kullanılmaktadır. Bu, katsayılarından en az birinde bir kırılma için olabilirlik-oran istatistikleri hesaplanması ve ardından maksimumunun alınmasını gerektirir.

2.1.4. Andrews ve Ploberberger (1994) Test

Andrews (1993), bir yapısal kırılmanın gerçekleştiği durumda ve bu kırılma tarihinin bilinmediği durum için GMM tahmincisi temelli Wald, LR ve LM test istatistiklerini geliştirirken Andrews ve Ploberger'in (1994) yaptığı çalışmada alternatif hipotez altında parametrelerde meydana gelen bir bozulmanın testi için asimptotik olarak optimal testler elde etmektedir. Andrew (1993) testi supremum formda iken, Andrews ve Ploberger tarafından geliştirilen optimallik testi ortalama üstel formdadır. Olabilirlik oran testi $Sup_{\lambda \in \Pi} LR_T(\lambda)$ formda iken optimal bir test değildir ancak üstel formda asimptotik olarak optimaldir.

Andrews ve Ploberger (1994) çalışmasında Andrews (1993)'den farklı olarak bir yapısal kırılmanın olduğu, birden fazla yapısal kırılmanın olduğu durumu, treshold modellerde treshold etkisini ve lineer olmayan modellerin fonksiyonel formlarını, otoregresif hareketli ortalama modellerindeki ortak faktörlerini ve GARCH modellerinde koşullu değişen varyans örneklerini kapsamaktadır.

Lagrange çarpanı (LM), Wald ve olabilirlik oranı (LR) testlerinin klasik asimptotik optimallik özellikleri bu standart olmayan problemlerde uygulanamaz. Bu sebeple Andrews & Ploberger (1994) bir optimal test yaratır, bu optimallik testini oluşturmak için ağırlıklı ortalama güç kriterini kullanır. Optimallik testi λ 'ya bağlı bir ağırlık fonksiyonunun seçimine bağlıdır. Burada $\lambda \in (0,1)$ olmak üzere yapısal değişim noktasını ifade etmektedir.

Bir kırılmanın meydana geldiği bir seride kırılma öncesi dönem $(\beta'_1, \beta'_2)'$ parametre vektörü ile, kırılma sonrası dönem ise $(\beta'_1 + \delta, \beta'_2)'$ vektörü ile gösterilmektedir. Bu durumda kırılma yoktur diyen boş $\delta = 0$ boş hipotezine karşılık kırılma vardır $\delta \neq 0$ şeklindeki alternatif hipotezin testi için ortalama üstel formda optimal testler üretmektedirler.

Andrews & Ploberger (1994), $\delta \in R^k$ 'nın sifıra eşit olmadığı testi genel problem olarak ele alınmaktadır. Bunun için üstel lagrange çarpanı (LM), üstel wald test istatistiği ve üstel olabilirlik oranı (LR) test istatistiğini kullanılmaktadır. Exp-LM_T olarak da gösterilen üstel LM test istatistiği α güven seviyesinde diğer testlere göre asimptotik olarak en büyük ağırlıklı ortalamaya sahiptir. Bu sebeple genel olarak Exp-LM istatistiği esas alınmaktadır (Andrews ve Ploberger,1994).

Verinin olasılık fonksiyonu $f_T(\theta_0, \lambda) = f_T(Y_T, \theta_0, \lambda)$ tarafından tanımlanır. θ , $\theta = (\beta', \delta')$ şeklinde tanımlanmış bir parametre vektörüdür. Burada $\delta' \in R^k$, $\beta' \in R^q$ ve $s = k + q$ toplam parametre sayısıdır. Bir yapısal kırılma durumunda $\lambda \in (0,1)$ parametresi örneklemin bir fraksiyonu olarak yapısal değişim noktasını göstermektedir. β_1 yapısal kırılma dönemi öncesi eğim parametresi vektörü iken

yapısal kırılma sonrası parametre vektörü $\beta_1 + \delta$ ’dür. β_2 rejim boyunca sabit kalan parametre vektörüdür. Burada β_1 ve β_2 ’nin ayrı ayrı vektörler olduğuna dikkat edilmelidir. Eğer $\delta = 0$ ise bu durumda yapısal kırılmanın varlığından söz edilemez ancak $\delta \neq 0$ ise bu durumda yapısal kırılma öncesi ve yapısal kırılma sonrası dönem arasında eğim parametresinde fark söz konusu olmaktadır.

Bu durumda Andrews & Ploberger (1994)’in ilgilendiği boş hipotez ve alternatif hipotez 2.11’de yer almaktadır.

$$H_0 : \delta = 0 \quad 2.11$$

$$H_1 : \delta \neq 0$$

Boş hipotez altında parametre vektörü θ_0 olmak üzere yukarıda bahsedilen olasılık fonksiyonu $f_T(\theta_0) = f_T(Y_T, \theta_0)$ yapısal değişim noktasına bağlı değildir. λ parametresi alternatif hipotez altında ortaya çıkan bir parametre olduğu için burada sıfır olarak alınmaktadır. Alternatif hipotez altında λ parametresi ortaya çıkmaktadır. Bu, açıklanan test problemini düzensiz hale getirir ve asimptotik dağılıma sahip değildir. Bu sebeple ağırlıklı ortalama güç kriterleri kullanılarak asimptotik optimal test istatistikleri elde etmektedir (Andrew ve Ploberger ,1994).

Standart LM test istatistiği $LM_T(\lambda)$ ile gösterilmek üzere asimptotik optimallik testi aşağıdaki istatistiğe dayanmaktadır.

$$Exp - LM_T = (1+c)^{-k/2} \int e^{\left(\frac{1}{21+c} LM_T(\lambda)\right)} dJ(\lambda) \quad (2.1)$$

Burada $LM_T(\lambda)$, λ parametresi ve $Q_\phi(\cdot)$ ağırlık fonksiyonuna bağlı sabit $c > 0$ verildiğinde H_0 hipotezine karşı H_1 ’i test etmek için kullanılan standart LM test istatistiğidir. Örneğin, $LM_T(\lambda)$, tek yapısal değişim durumunda $T\lambda$ zamanında meydana gelen yapısal değişimin standart LM test istatistiğidir. $c/1+c$ terimi Exp-

LM tanımından ortaya çıkmaktır. c sıfıra giderken üstel LM istatistiği ortalama LM istatistiğine eşittir. c sonsuza giderken ise test hala ortalama üstel formdadır. $c/(1+c)$ sonsuza giderken üstel LM test istatistiği “Sup LM” test istatistiğine eşittir.

2.12 ‘de yer alan Exp-LM_T istatistiği, Exp-LM_T ’nin asimptotik boş dağılımı kullanılarak belirlenen bir $K_{T\alpha}$ değerini aşarsa $\delta = 0$ olduğunu belirten H_0 hipotezi reddedilir. Bu durumda yapısal kırılmanın varlığı yönünde güçlü bir kanıt vardır (Andrews & Ploberger, 1994).

c , δ değeri üzerinden ağırlık fonksiyonuna bağlı skaler sabit bir terimdir ve Exp-LM istatistiği c sabit terimi aracılığıyla $Q_\lambda(\cdot)$ ‘ya bağlıdır. Yapısal kırılma söz konusu olduğunda ise daha büyük bir c , daha büyük bir ağırlık fonksiyonuna karşılık gelmektedir.

Burada, $LM_T(\lambda)$ yerine $W_T(\lambda)$ kullanılabilir bu durumda üstel wald istatistiği elde edilir. Aynı şekilde $LM_T(\lambda)$ yerine $LR_T(\lambda)$ kullanılabilir bu durumda üstel LR istatistiği elde edilir. Bu istatistikler lineer modellerde F istatistiği ile eş değerdir.

Ortalama LM test istatistiği, üstel test istatistiğinin sınırlandırılmış hali olarak karşımıza çıkmaktadır. Ortalama LM istatistiği 2.13’teki gibidir.

$$\lim_{c \rightarrow 0} \frac{2(\text{ExpLM}_{Tc} - 1)}{c} = \int LM_T(\lambda) dJ(\lambda), \quad c \rightarrow 0 \quad (2.13)$$

Andrew ve Ploberger (1994) tarafından ortaya atılmış olup daha uzak alternatiflere karşı optimal test istatistiği hala ortalama üstel formdadır. 2.12’de Exp-LM test istatistiğinde yer alan $c/(1+c)$ yerine r terimini koyacak olursak; üstel LM test istatistiği, “Sup LM” test istatistiği olmaktadır.

$$\lim_{r \rightarrow \infty} (\log \text{Exp} - LM_T^r) / r = \sup_{\lambda \in \Pi^*} LM(\lambda), \quad r \rightarrow \infty \quad (2.14)$$

Andrews (1993) ve Andrews Ploberger (1994) testleri asimptotik dağılımları standart değildir. Bu testler, test edilen parametre sayısı ve incelenen kırılma tarihi aralığı olmak üzere iki parametreye bağlıdır. Bu testlerin standart olmaması sebebiyle, daha önce var olan bilgiler kullanarak elde edilen p değerleri ile bir karşılaştırma yapılamaz. Bu sebeple Hansen (1997), Andrews (1993) ve Andrews Ploberger (1994) asimptotik dağılımları için asimptotik p değerleri üretmiştir.

Hansen (2000)'e göre Andrews (1993) ve Andrews-Ploberger (1994) testlerinden kullanılan dağılım teorisin asimptotiktir ve ayrıca değişkenlerin durağanlık varsayımı altında türetilmektedir. Bu testler değişkenlerin marjinal veya koşullu dağılımındaki yapısal kırılmaları dikkate almaz. Elbette uygulamada durağan olmayan seriler istenmeyen bir durumdur ancak günlük hayatta sıklıkla durağan olmayan seriler ile karşılaşılır. Hansen (2000), bu sorunu ele almış ve regresörlerin marjinal dağılımında yapısal değişikliğe izin veren test istatistiklerini geliştirmiştir ve bu test istatistiklerin büyük örnek dağılımlarını türetmiştir. Bunu yaparken birinci dereceden asimptotik dağılıma olanak sağlayan “Fixed regressor bootstrap” yöntemini kullanmaktadır.

Değişkenler asimptotik olarak durağan olmadığında Andrew ve Ploberger (1994) ve Andrews (1993) testi asimptotik olarak geçerli sayılmaz. Durağanlık koşulu sağlanmayan verilerde bu testlerin dağılımı farklılık göstermektedir.

2.1.5. Perron (1997) Test

Perron (1997) kırılma tarihinin önsel olarak bilinmediği durumu değerlendirmektedir. Perron (1997)'a göre sonlu örneklem ve asimptotik dağılımları, veri ve kırılma noktası seçimi arasındaki korelasyona bağlıdır. Bu sebeple kırılma noktasını dışsal olarak almaktan ziyade içsel veriye bağlı olarak düşünmek gerekmektedir. Perron (1989), kırılma tarihini ekonomide meydana gelen önemli etkilerin olduğu tarih olan 1929 ve 1973 tarihleri olarak seçse de bu tarihlerin verilerden bağımsız olarak ele alınması büyük eksiklik oluşturmaktadır. Bu kırılma

tarihleri verinin grafiğine bakarak seçilse bile bazı dışsal kırılmalar bu kadar açık bir şekilde gözükmemektedir. Bu sebeple kırılma tarihinin seçimini veriler ile bağımlı hale getirmek Perron (1997) için en makul seçim olarak ortaya çıkmaktadır. Bu çerçevede Perron'un(1997), yaptığı çalışmada veri ile güçlü bir şekilde ilişkili kırılma tarihlerinin seçilmesi gerektiğini ifade etmektedir (Perron,1997).

Perron (1997)'un yaklaşımı zaman serilerinde tek bir noktada meydana gelen kırılmanın varlığını araştırmaktadır. Daha önceki çalışmalarda kırılma tarihi, birim kök test istatistiğini test etmek için tüm olası kırılma noktaları arasında t istatistiği en küçük olan nokta seçilir. Buna ek olarak Perron, trendde veya ortalamadaki değişikliğin minimum t istatistiğine tekabül eden kırılma noktasını seçmeyi düşünmüşlerdir.

Perron'un testi, Zivot & Andrews, Banerjee ve arkadaşlarının geliştirdikleri prosedürleri daha da genişletmiştir. Bu çerçevede, temelinde olası kırılma noktaları üzerinde birim kök testini en küçük yapan ardışık testleri ele almakta ve bu testin asimptotik dağılımlarını türetmektedir. Aynı zamanda otoregresif modellerde gecikme parametrelerinin seçimini ve sonlu örneklem kritik değerleri üzerindeki etkisini araştırmaktadır. Zivot & Andrews (1992) , Banerjee ve arkadaşlarının (1992) yaptıkları çalışmadan farklı olarak kırılma seçiminde otoregresif gecikme sayısının seçiminin de önemli olduğunu belirtmiştir.

Perron (1997), Perron (1989) tarafından ele alınan trend fonksiyonunda en fazla bir kırılmaya izin veren 3 modeli dikkate almaktadır. Bu modellerde meydana gelen yapısal kırılma T_b olarak gösterilmektedir.

Perron (1997)'nın dikkate aldığı ilk model IO modeli (Innovatinal Outlier) 'dir. Bu model hem boş hipotez hem de alternatif hipotez altında sabit terimde değişime izin vermektedir. Bu değişim aşamalı bir şekilde oluşmakta ve gürültü fonksiyonunun yapısına bağlıdır.

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2.15)$$

Burada $DU_t = 1(t > T_b)$ ve $D(T_b)_t = 1(t = T_b + 1)$ 'dır.

Model 2.15'te verilen regresyon EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Bu regresyonda birim kök testi $\alpha = 1$ t istatistiği kullanılarak hesaplanmaktadır.

İkinci model ise trend fonksiyonunda T_b noktasında hem eğimde hem de sabit terimde bir değişime izin vermektedir.

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2.16)$$

Burada $DT_t = 1(t > T_b)$ 'dır.

Son olarak üçüncü model ise trend fonksiyonun eğiminde bir noktada değişime izin vermektedir. Bu modelde değişim ani bir şekilde meydana gelmekte ve trend fonksiyonunun kısımları kırılma öncesi ve sonrası bir noktada birleşmektedir. Bu modelin kullanılması için iki aşama takip edilmektedir. İlk aşamada bağımlı değişken trendden aşağıdaki model kullanılarak arındırılır. 2.17'de $DT_t^* = 1(t > T_b)(t - T_b)$ 'dir.

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad (2.17)$$

Daha sonra aşağıdaki regresyon EKK ile tahmin edilir ve $\alpha = 1$ boş hipotezi t istatistiği ile test edilir.

$$\tilde{y}_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (2.18)$$

Tüm modellerde; T_b kırılma noktası, k gecikme parametresi ile i'inci model altında $\alpha = 1$ testi için t istatistiği $t_{\alpha}(i, T_b, k)$ ($i = 1, 2, 3$) şeklinde ifade edilmektedir. Burada i sırasıyla 2.15, 2.16. ve 2.17'de yer alan modelleri temsil etmektedir.

Perron (1997), kırılma tarihi olan T_b 'nin içsel bir şekilde seçilmesi için 2 metottan bahsetmektedir. Bunlardan bir tanesi $\alpha = 1$ 'in testi için t istatistiğini en küçüğe indiren kırılma noktası değerinin seçilmesidir. Bu test istatistiği $t_{\hat{\alpha}}^*(i) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k) (i = 1, 2, 3)$ olarak belirtilmektedir.

Bir diğeri ise model 2.15'te yer alan ve sabitteki değişimi gösteren $\hat{\theta}$ parametresinin t istatistiği veya model 2.16 ve 2.17 'deki eğimdeki değişimin t istatistiği $t_{\hat{\gamma}}$ en küçük yapan kırılma tarihini T_b seçmektir. Yapısal kırılmalı birim kök testi olan Perron (1997), birim kök sınaması için $\alpha = 1$ boş hipotezi altında α 'nın t istatistikleri birinci model için $t_{\alpha, \theta}^*(1) = t_{\hat{\alpha}}(1, T_b^*, k)$, ikinci ve üçüncü model için $t_{\alpha, \gamma}^*(i, T_b^*, k) (i = 2, 3)$ şeklindedir. Burada T_b^* , birinci model için $t_{\hat{\theta}}(T_b^*) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\theta}}(T_b, k)$ ikinci ve üçüncü model için $t_{\hat{\gamma}}(T_b^*) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\gamma}}(T_b, k)$ 'dir.

Gecikme sayısı k 'nin seçiminde genelde iki yol izlenir, ilki genelden özele bir yaklaşımdır. Bu durumda tahmin edilen son regresyondaki gecikmenin t istatistiği incelenir. Bir diğer yol ise tahmin edilen regresyondaki F istatistiğine bakmaktır, böylece her ek bir gecikmenin diğer gecikmeler ile anlamlı olup olmadığı test edilir. Perron (1997) yapısal kırılmalı birim kök testinde gecikme sayısı, genelden özele yöntem ile seçilir.

2.2. Çoklu Yapısal Kırılma Testleri

2.2.1. Lumsdaine & Papell (1997) Test

Yapısal kırılma ve yapısal kırılmalı birim kök literatüründe daha önce yapılan çalışmalar kırılmayı bir kırılma noktası ile sınırlı tutmuştur. Lumsdaine ve Papell (1997), diğerlerinden farklı olarak, kırılma noktasını içsel olarak belirlendiği ve iki yapısal kırılmaya olanak sağlayan bir test geliştirmişlerdir.

Lumsdaine ve Papel (1997), Nelson ve Plosser'in 1982 yılında ele aldığı verileri iki kırılma çerçevesinde tekrar incelemiştir. Lumsdaine-Papel, Zivot & Andrews'e göre birim kök hipotezinin reddi için daha fazla kanıt bulur ancak Perron (1989) testinden birim kök hipotezinin reddi için daha az kanıt oluşturmaktadır. Bu durumda kırılma noktası hakkındaki çıkarım, kırılma noktalarının sayısından daha az hassas bir durum olarak karşımıza çıkmaktadır. Çünkü Perron (1989), testinde alternatif hipotez yapısal kırılmalı trend durağan iken Zivot & Andrews testinde alternatif hipotez bir yapısal kırılmalı durağan bir seridir. Bu hususta kırılma sayısının doğru tespiti birim kök sınavasında da bizi doğru yönlendirmektedir. Lumsdaine ve Papel (1997), yaptığı çalışmalar sonucunda iki endojen kırılma kullanılarak elde edilen sonuçların bir kırılma kullanılarak elde edilen sonuçlardan farklı sonuçlar verdiği gözlemlenmiştir. Zaman serileri ile çalışırken her zaman tek bir kırılma ile karşılaşmak mümkün olmamaktadır.

Çalışılan serinin uzun bir dönem olması durumunda, sadece tek kırılma dikkate alındığında tahminlerin hatalı olacağını ileri süren Lumsdaine ve Papel (1997), Zivot ve Andrews (1992) testindeki modelleri iki kırılma durumu için geliştirmiştir. Bu test Dickey Fuller Birim Kök testinin yapısal kırılmalar ile genişletilmiş halidir. Böylece seride hem yapısal kırılma hem de birim kök olup olmadığının testi yapılır. Lumsdaine & Papel (1997) ele aldığı istatistik, bilinmeyen tarihte trendeki iki kaymaya izin verir. Alternatif hipotez altında trend fonksiyonunda iki farklı noktada oluşan yapısal kırılmalı trend durağan sürece karşı, boş hipotez altında kırılmayı dikkate almayan birim kökün varlığını test etmektedir.

Lumsadaine & Papel AA, CA ve CC modellerini tanımlar. Model AA ortalamada iki yapısal kırılmaya olanak tanır ancak eğimlerde kırılmaya izin vermemektedir. Model CA ise birinci kırılmaya hem sabit hem de eğimde izin verir ancak ikinci kırılmada sadece sabitinde kırılmaya izin vermektedir. Model CC her iki noktadaki kırılmada da hem trend de hem de sabit terimde kırılmaya izin vermektedir. Sırasıyla model AA, CA ve CC aşağıdaki gibi gösterilir.

Model AA:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1 + \omega DU2 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Model CA:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1 + \gamma DT1 + \omega DU2 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Model CC:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1 + \gamma DT1 + \omega DU2 + \psi DT2 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$t=1, \dots, T$ ve $DU1$ ve $DU2$; sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ tarihlerindeki ortalamada meydana gelen kırılmaları gösteren kukla değişkenlerdir. Aynı şekilde $DT1$ ve $DT2$; sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ tarihlerinde trendde meydana gelen kırılmaları gösteren kukla değişkendir.

$$DU1 = \begin{cases} 1 & (t > TB1) \\ 0 & d.k \end{cases}$$

$$DT1 = \begin{cases} (t - TB1) & (t > TB1) \\ 0 & d.k \end{cases}$$

$$DU2 = \begin{cases} 1 & (t > TB2) \\ 0 & d.k \end{cases}$$

$$DT2 = \begin{cases} (t - TB2) & (t > TB2) \\ 0 & d.k \end{cases}$$

Model CC'den $DU2$ ve $DT2$ çıkarılırsa Zivot Andrews'in Model C'si, $DT1$ çıkarıldığında Model A, $DU1$ çıkarıldığında ise Model B elde edilmektedir.

LP tarafından geliştirilen testin birim kök boş hipotezi $\alpha = 0$ 'dır. Ele alınan test istatistiği bu testin t istatistiğidir. Bu test istatistiği ve tahmin edicilere, modeldeki T verinin tamamı kullanılarak, λ_0 örneklemin başlangıç fraksiyonu ve $k_1 \neq k_2$ ve $k_1 \neq k_2 \pm 1$ olmak üzere $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ farklı k_1, k_2 çiftlerini hesaplayarak ulaşılmaktadır. LP çalışmaları boyunca $\lambda_0 = 0.01$ olarak almıştır ve $\lambda_1 = TB1/T$ ve $\lambda_2 = TB2/T$ sırasıyla birinci ve ikinci kırılmanın meydana geldiği örneklem parçalarıdır. Katsayılardaki değişiklik, örneklemelerin uç kısımlarında değildir bu da $\delta_0 \leq \delta_1, \delta_2 \leq (1 - \delta_0) < 1$ kısıtı konularak mümkün hâle gelmektedir ve bu da kırılma değerinin $k_0 = T\delta_0$ olarak seçilmesini gerektirir.

Lumsdaine ve Papell tarafından elde edilen sonuçlar, bütün tahmin edici ve test istatistiklerinin ortak aynı şekilde yakınsamasını sağlamaktadır. Böylece sürekli fonksiyonlarının sonsuza giderken gösterimi sürekli haritalama teoremi (continuous mapping theorem) ile elde edilmektedir. Lumsdaine ve Papell $\min_{k_0 \leq k_1, k_2 \leq T - k_0} \hat{t}(k_1/T, k_2/T; \delta_0)$ test istatistiğini yani k_1, k_2 'nin olası kombinasyonlarından oluşan minimum t istatistiğini kullanırlar. $k_1 \neq k_2 \pm 1$ olduğunu varsayarak iki kırılmanın art arda gerçekleşme olasılığını engellemektedir. Kısacası pozitif bir şoku negatif bir şokun veya negatif bir şoku pozitif bir şokun takip etmeyeceği ileri sürülmektedir.

Optimal gecikme (k) seçiminde ise genelden özele bir yaklaşım benimsenir ve önsel olarak belirlenen gecikme uzunluğu birer azalttırılarak bütün gecikmeler anlamlı çıkana kadar denenmektedir. Tüm olası kırılma tarih çiftleri için modeller tahmin edilmekte ve kırılma tarihleri α 'nın t istatistiğini minimum yapan değerler seçilmektedir.

2.2.2. Bai & Perron (1998-2003) Test

Bai ve Perron (1998), çoklu yapısal kırılmaların meydana geldiği lineer modellerde tahmin edicilerin dağılımını ve test istatistiklerini ele alırken teorik yapıyı

oluşturmuşlardır. Bu teorik çalışmanın uygulamasını ise Bai ve Perron (2003) çalışmaları ile ortaya koymuşlardır.

Kırılma noktasını bilinmeyen bir tarih olarak ele alan Bai ve Perron, yapısal kırılmanın tarihi, yapısal kırılmanın var olup olmadığı ve kaç kırılmaya sahip olduğu hakkında çıkarımlara izin veren bir test yapısı geliştirmişlerdir. Buna ek olarak $l+1$ değişim olduğunu söyleyen alternatif hipoteze karşılık l değişim olduğunu söyleyen boş hipotezin testine izin verir. Bu, mevcut değişiklik sayısını tutarlı bir şekilde belirlemesine izin vermektedir. Geliştirdikleri testlerde çoklu kırılmaya sahip bir seride kırılmaların hepsinin aynı anda belirlenmesinden ziyade art arda (sequential) belirledikleri bir yöntem kullanmışlardır. (Bai ve Perron, 1998).

Geliştirdikleri bu test hata terimlerinin değişen varyansına, ardışık bağımlılığına, açıklayıcı değişkenlerde açıklanan değişkenin gecikmesinin varlığına, hata terimlerinin dağılımlarının farklılığına ve açıklayıcı değişkenlerin farklı dağılımına izin vermektedir.

Bai ve Perron testini daha iyi açıklamak amacıyla aşağıdaki gibi bir çoklu regresyon ve p tane kırılma olduğunu düşünelim, bu durumda $p+1$ tane regresyon denklemi ortaya çıkmaktadır.

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_1 + u_t & t = 1, 2, \dots, T_1 \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_2 + u_t & t = T_1 + 1, \dots, T_2 \\ \vdots & & \vdots \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_{p+1} + u_t & t = T_p + 1, \dots, T \end{aligned} \quad (2.19)$$

Burada y_t , t zamanında gözlenen bağımlı değişken; $x_t (r \times 1)$ ve $z_t (q \times 1)$ bağımsız değişken; β ve $\delta_j (j = 1, 2, \dots, p+1)$ katsayı vektörleri ve u_t , hata terimidir. Meydana gelen p tane kırılma noktası $T_1, T_2, T_3, \dots, T_p$ ile gösterilmiştir. Bu kırılma noktalarının daha önceden bilinmediği varsayılmaktadır. Burada amaç, yapısal kırılma meydana geldiğinde kırılma noktalarını ve katsayı parametrelerini tahmin etmektir.

Burada dikkat edilmesi gereken husus katsayı parametresi β kırılma noktalarında bir değişim göstermezken δ parametresi her kırılmada değişim göstermektedir. x

değişkeninin boyutu olan $r = 0$ ise saf yapısal kırılma durumundan söz edebiliriz. Çünkü bu durumda elimizde sadece δ katsayısı kalır ve o da her bir kırılma noktasında yapısal değişim göstermektedir.

Eşitlik 2.19 daha genel formda $y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t$ yazılabilir. Burada β ve δ_j 'lerin

tahminleri $\sum_{j=1}^{p+1} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} [y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_j]^2$ hata karelerinin elde edilmesi ile tahmin

edilmektedir. Elde edilen bu tahminler $\hat{\beta}(\{T_j\})$ ve $\hat{\delta}(\{T_j\})$ olmak üzere amaç fonksiyonunda yerine koyulduğunda elde edilen kalıntı karelerinin toplamı $S_T(T_1, \dots, T_p)$ olmak üzere tahmin edilen kırılma noktaları $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \hat{T}_3, \dots, \hat{T}_p)$, şu şekildedir.

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_p) = \arg \min_{T_1, T_2, \dots, T_p} S_T(T_1, \dots, T_p) \quad (2.20)$$

Böylece kırılma noktaları tahminleri, amaç fonksiyonun global minimizasyonunu sağlarlar.

Bai & Perron (1998), kırılma sayısının tespit edilmesi için aşağıdaki testleri önermişlerdir:

- Boş hipotezin kırılmanın olmadığını, alternatif hipotezin ise k tane kırılmanın olduğunu ifade eden $SupF_T(k)$ istatistiği,
- Boş hipotezin kırılmanın olmadığını, alternatif hipotezin ise bilinmeyen sayıda kırılmanın olduğunu ifade eden UD_{max} ve WD_{max} testleri,
- Boş hipotezin l adet kırılmanın, alternatif hipotezin ise $l+1$ adet kırılmanın varlığını ifade eden ardışık $SupF_T(l+1/l)$ testidir.

Bai ve Perron'un (1998), önerdiği üç test şu şekildedir:

i) Küresel Maximum Test (Global Maximizer Tests)

Bai ve Perron (1998), sıfır kırılmaya karşı, alternatif hipotezde p kırılmayı test etmek için bir yöntem geliştirmiştir.

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \delta_j + \varepsilon_t, \quad j = 1, \dots, p$$

Bu yöntem yukarıdaki denklemde (β, δ) parametreleri olası kırılma noktaları için EKK ile tahmin edilir ardından tüm olası kırılma noktası kümelerinde kalıntı kareleri toplamını en aza indiren kırılma noktalarını seçerek, $\{\hat{T}\}_p$, optimum kesme noktaları kümesi aşağıdaki şekilde elde edilmektedir.

$$S\left(\hat{\beta}, \hat{\delta} \mid \{\hat{T}\}_p\right) = \sum_{j=0}^p \left\{ \sum_{t=T_j}^{\hat{T}_{j+1}-1} y_t - X_t' \hat{\beta} - Z_t' \hat{\delta}_j \right\}^2 \quad (2.21)$$

Daha sonra kırılmanın olmadığı duruma karşı p kırılma olup olmadığını anlamak için bir F istatistiği hesaplar.

$$F_T(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k; q) = \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \frac{\hat{\delta}' R' (R(\bar{Z}' M_x \bar{Z})^{-1} R \hat{\delta}}{SSR_k} \quad (2.22)$$

$$(R\delta)' = (\delta'_1 - \delta'_2, \delta'_2 - \delta'_3, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$$

$$M_x = I - X(X'X)^{-1}X'$$

Burada q katsayıları değişen değişken sayıdır. Boş hipotez ve alternatif hipotez aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \delta_i = \delta_{i+1}$$

$$H_1 : \delta_i \neq \delta_{i+1}$$

ii) Çift Maksimum Test

Bai ve Perron (1998) tarafından geliştirilen bu test istatistiği bilinmeyen sayıda kırılmaya karşı uygulanabilir. Sabit sayıda kırılmaya karşı elde edilen test istatistiğinden ziyade p adet kırılmanın bilinmesine gerek duymaz. Ancak bir P üst sınırının bilinmesi gerekmektedir. Bai ve Perron double maximum (çift maksimum) testleri adı verilen eşitlik 2.23'te yer alan yeni test sınıfını ele alınmaktadır. Bu metotta kırılmanın olmadığı boş hipotezine karşı kırılma sayısı belli olmayan kırılma (P üst sınır) $UDmax$ ve $WDmax$ double maximum testleri ile test edilmektedir. Bu metot yapısal kırılma sınamasına önceden belli bir sayıda kırılma ile harekete geçilmesini engellemektedir.

$$Dmax F_T(P, q, a_1, \dots, a_p) = \max_{1 \leq p \leq P} a_p \sup_{(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p) \in \Lambda_0} F_T(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p; q) \quad (2.23)$$

2.23 eşitliği $a_1, \dots, a_p$ ağırlıkları için tanımlanır. Bu ağırlıklar çeşitli sayıda kırılma olasılığına ilişkin bazı öncelikleri yansıtmaktadır. İlk olarak, tüm ağırlıkları bire eşit alınmaktadır ($a_m = 1$), testin bu versiyonu $UDmax F_T(M, q)$ olarak adlandırılmaktadır. Sabit bir p değeri için $F_T(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p; q)$, q serbestlik derecesine sahip m bağımlı rastgele değişkenin khi-kare toplamıdır.

Daha sonra $a_1 = 1$ ve $m > 1$ için $a_m = c(q, \alpha, 1) / c(q, \alpha, m)$ olacak şekilde bir dizi ağırlık düşünürler, burada α , $\sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\epsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q)$ testinin anlamlılık düzeyi $c(q, \alpha, m)$ testin asimptotik kritik anlamlılık düzeyidir. Testin bu kısıtlar üzerinden versiyonu ise $WDmax F_T(M, q)$ 'dir.

iii) Ardışık (Sequential) Test

Bai ve Perron (1998), l tane kırılma olduğunu belirten boş hipoteze karşılık $l+1$ kırılma olduğunu belirten alternatif hipotezi test etmek amacıyla bir test geliştirir. Bunu sınamanın en iyi yolu $l+1$ kırılma durumunda elde

edilen kalıntı kareleri toplamı ile l kırılma durumunda elde edilen kalıntı kareleri arasındaki farka dayanmaktadır ancak bunu elde etmek oldukça zordur. Bunun yerine başka bir yöntem izlenmektedir. l kırılmalı modelde kalıntı kareleri toplamının global minimizasyonu ile elde edilen kırılma noktalarının tahminini $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l$ ile gösterilmektedir. Temel strateji, her bir kırılmanın varlığı için her bir $l+1$ segmentini test ederek ilerlemektedir. Bu testin uygulanması tıpkı tek bir yapısal kırılmanın olduğunu belirten alternatif hipoteze karşı kırılmanın yokluğunu belirten boş hipotezi test etmeye benzemektedir. $\hat{T}_0 = 0$ ve $\hat{T}_{l+1} = T$ tekrar kullanılarak, $\hat{T}_{i-1} + 1 \leq \hat{T}_i \leq \hat{T}_{i-1} + 1$ ($i = 1, \dots, l+1$) gözlemleri arasındaki segmente uygulanır.

$l+1$ kırılmalı modelden elde edilen kalıntı kareleri toplamı, l kırılmadan elde edilen kalıntı kareleri toplamından küçük ise bu durumda $l+1$ kırılma olduğunu belirten model lehine boş hipotez reddedilir. Seçilen kırılma tarihi, bu bütün minimumlar ile ilişkilidir. Yani kırılma sürekli bir arttırılarak doğru kırılma sayısına kata kareleri toplamın minimum olduğu kırılma sayısında ulaşılmaktadır (Bai ve Perron, 1998). Bu test istatistiği eşitlik 2.25'te yer almaktadır.

$$\Lambda_{i,\eta} = \left\{ \tau; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \right\} \quad (2.24)$$

Olmak üzere,

$$F_T(l+1|l) = \left\{ R_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_\pi) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda_{i,\eta}} R_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_{i-1}, \dots, \hat{T}_1, \dots, \hat{T}_\pi) \right\} / \hat{\sigma}^2 \quad (2.25)$$

Bai ve Perron (2003), kırılma sayısını belirlemek için kullanılan bu test istatistiklerinden öncelikli olarak $SupF_T$ veya $UDMax$ ve $WDmax$ istatistiklerine bakılması gerektiğini bu istatistikler anlamlı bulunduktan sonra en az bir kırılmanın

varlığını ifade etmesinden dolayı daha fazla sayıda kırılmanın sınanması için $SupF_T(l+1/l)$ test istatistiğinin dikkate alınmasını önermişlerdir (Göktaş, 2008).

2.19'da yer alan kırılma sayısının belirlenmesinde ise üç adet bilgi kriteri bulunmaktadır. Bu bilgi kriterlerinden ilki Yao (1988)'nin önerdiği Bayesian Bilgi Kriteri (BIC), ikincisi Liu, Wu ve Zidek (1994)'in önerdiği Schwarz bilgi kriterinin düzenlenmiş hali olan LWZ kriteri ve sonuncusu ise Bai-Perron (BP) tarafından geliştirilen ardışık (sequential) bilgi kriteridir (Bai and Perron, 2003: 15).

2.2.3. Lee ve Strazicich (2003) Test

Tek endojen yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot & Andrews testi ve iki endojen yapısal kırılmayı dikkate alan Lumsdaine ve Papell'in endojen birim kök testleri, boş hipotez altında yapısal kırılma olmadığını varsaymış ve kritik değerleri de buna göre türetmiştir. Bu sebeple boş hipotezin reddedilmesi yapısal kırılmasız birim kökün reddedilmesi anlamına gelmektedir, ancak yapısal kırılmalı birim kök içerebilir. Dolayısıyla böyle bir boş hipoteze karşı, alternatif hipotez, kırılma/kırılmalar ile bir birim kökü içeren "yapısal kırılmalar mevcuttur" olmalıdır.

Yani alternatif hipotezin yapısal kırılmalı trend durağan oldu anlamına gelmemekte ve yapısal kırılmalı birim kökü belirtmektedir. Boş hipotez altında yapısal kırılma varlığı dikkate almak son derece önemlidir çünkü, boş hipotez altında kırılmanın boyutu arttıkça bununla beraber birim kök test istatistiği de farklılık gösterecektir. Bu açıdan değerlendirildiğinde araştırmacıların bu testleri uygularken temkinli olması gerekmektedir. Boş hipotez altında bir kırılma olması durumunda, araştırmacılar yanlış bir şekilde, boş hipotezin reddedilmesinin, serinin kırılmalı trend-durağan olduğuna karar verebilirler, oysa aslında seri kırılmalı fark durağandır.

Bu çerçevede, yukarıda bahsedilen soruna çözüm olarak Lee ve Strazicich 2003 yılında hem boş hipotez hem de alternatif hipotez altında kırılmaya izin veren endojen 2 kırılmalı Lagrange Çarpanı (LM) birim kök testini ortaya koymuştur. Bu testte dağılımlar kırılma noktası sıkıntı (nuisance) parametrelerine göre değişmediğinden, LM testinde sıfır değerinin altında hiçbir kırılma bulunmadığını varsaymak gerekli değildir.

Daha önce de bahsedildiği gibi Perron (1989)'un kurduğu üç modelden ilki olan Model A, sabitte bir kırılmaya izin vermektedir. Model B, eğim de bir kırılmaya izin vermektedir. Model C ise hem eğim hem de sabitte bir kırılmaya izin vermektedir. Lee ve Strazicich (2003), veri yaratma sürecini (DGP) aşağıdaki gibi düşünür.

$$y_t = \delta'Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

Burada Z_t dışsal (eksojen) değişkenlerdir, e_t hata terimi ve $\varepsilon_t \sim iid \ N(0, \sigma^2)$ 'dir. Lee ve Strazicich iki yapısal kırılmayı şu şekilde düşünür. Model A, sabit terimde iki kırılmaya izin verir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ 'dir. T_{Bj} kırılmanın meydana geldiği zaman periyodu olmak üzere model A için kukla değişkenler aşağıdaki gibidir.

$$\text{Model A: } D_{jt} = \begin{cases} 1, & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, & t \leq T_{Bj} + 1 \end{cases}, \quad j = 1, 2$$

Model C, $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ olmak üzere hem trend hem de sabitte iki kırılmaya izin verir.

$$\text{Model C: } DT_{jt} = \begin{cases} t - T_{Bj}, & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, & t \leq T_{Bj} + 1 \end{cases}, \quad j = 1, 2$$

Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı LM testinde boş hipotez altında veri yaratma süreci kırılmaları içermektedir. Yukarıda da bahsedildiği gibi daha önceki testlerden en önemli farkı hem boş hipotez altında ($\beta = 1$) hem de alternatif hipotez altında ($\beta < 1$) kırılmalara sahip olmasıdır. Model A için;

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

$$H_a : y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t}$$

Burada u_{1t} ve u_{2t} durağan (stationary) bir hata terimidir. Boş hipotez altında B_{jt} kukla değişken olmak üzere $t = T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$ için $B_{jt} = 1$ 'dir. B_{jt} eklemek gereklidir, çünkü d_1 ve d_2 boş hipotez altında kırılmanın boyutunu temsil etmektedir.

Benzer şekilde Model C için;

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + \eta_1 B T_{1t} + \eta_2 B T_{2t} + y_{t-1} + u_{1t}$$

$$H_a : y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \eta_1 D T_{1t} + \eta_2 D T_{2t} + u_{2t}$$

Lumsdaine ve Papell (1997) testinde birim kök boş hipotez altında $d_1 = d_2 = 0$ olduğunu varsayar ve böylece B_{jt} terimini dışlar. Lumsdaine ve Papell testi için bu varsayım gereklidir aksi halde testin dağılımı boş hipotez altında kırılmanın boyutunu ve yerini tanımlayan sıkıntı (nuisance) parametresine bağlı olacaktır, ancak LP testinde kullanılan dağılım buna izin vermemektedir (Lee ve Strazicich, 2003).

LM prensibine göre tahmin edilen Lee ve Strazicich iki kırılmalı LM birim kök test istatistiği aşağıdaki şekilde tahmin edilir.

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \varphi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (2.27)$$

Burada $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$; $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerindeki regresyon katsayıları; Z_1 ve y_1 sırasıyla Z 'nin ve y 'nin ilk gözlemleri olmak üzere $\tilde{\Psi}_x = y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ 'dir. Birim kök boş hipotezini $\varphi = 0$ olarak tanımlanmaktadır. Alternatif hipotez ise $\varphi < 0$ 'dir. Bu çerçevede LM test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$\tilde{\rho} = T \tilde{\varphi}, \quad (2.28a)$$

$$\tilde{\tau} : \varphi = 0 \quad \text{boş hipotezini test eden t istatistiği.} \quad (2.28b)$$

İki kırılmalı minimum LM birim kök test istatistiği aşağıdaki gibi Grid Search kullanılarak kırılma noktalarını endojen olarak belirlemektedir.

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

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

Endojen kırılma noktalarını test istatistiğinin minimum olduğu noktada belirleyen Lee ve Strazicich, kırılma noktası tahmini testi Lumsdaine ve Papell testin kırılma noktası tahminine benzemektedir.

Lee ve Strazicich (2003), LM_{ρ} ve LM_{τ} testlerinin performansını değerlendirmek amacıyla simülasyon deneyleri yapmış ve test istatistiklerinin performansları aynı olduğu sonucuna ulaşmıştır, bu sebeple bunlardan sadece biri üzerinde (LM_{τ}) çalışmışlardır.

2.2.4. Kapetanios (2005) Test

Birim kök hipotezine karşı kanıt sağlayan Nelson ve Plosser (1982) yıllık serilerini kullanarak birim kök süreçlerinde yapısal kırılmayı destekleyen Perron (1989)'un ardından önemli çalışmalar yapılmıştır ve literatüre yapısal kırılmalı birim kök testleri ortaya atılmıştır ortaya atılan testler tarihsel perspektifte yukarıda bahsedilmiştir. Son dönemde ortaya atılan testlerden bir tanesi ise Kapetanios (2005) yapısal kırılmalı birim kök testidir.

Kapetanios (2005) diğerlerinden farklı olarak, boş hipotezi serinin birim kök içerdiği, alternatif hipotezi ise serinin sabitinde veya trendinde bilinmeyen “m” sayıda yapısal kırılmalı fakat durağan olduğunu ifade etmektedir. Bilinmeyen kırılma sayısı 2’den fazla ve maksimum kırılma sayısı olan m’den azdır. Geliştirdikleri test, birim kökün boş hipotezini belirli sayıda yapısal kırılmaya karşı test etmekten uzaktır ve varsayılan kırılma sayısına daha az bağımlı olan model seçim stratejine sahiptir. Kapetanios geliştirdiği testler için kritik değerleri belirlemiştir.

Kırılma tarihleri bilinmediği zaman bir veya daha fazla yapısal kırılmanın alternatifine karşı birim kök hipotezinin testi standart bir test değildir çünkü boş hipotez altında durağan değildir ve boş hipotez altında kırılma tarihi belirlenemez.

Boş hipotez altında yapısal kırılmaların tanımlanamazlığı sorunu literatürde tartışılmış ve genel bir çözüm olarak kırılma tarihleri için her bir değer kümesi için

uygun test istatistiği oluşturularak sonra maksimum, minimum ve ortalama gibi test istatistik kümelerinden bir özet istatistik seçerek elde etmektir. Kapetanios'a göre özet istatistiklerin kullanımındaki temel zorluk özet istatistiklerdeki boş dağılımın analitik olarak zor elde edilmesidir. Bu sebeple araştırmacılar için tek çare simülasyon yöntemidir (Kapetanios,2005).

Kapetanios (2005)'un önerdiği test, tek kırılmalı durumlarda Zivot & Andrews (1992) ve Banerjee ve arkadaşları (1992) tarafından önerilen sıralı (sequential) DF t istatistiğini takip eder ve testin temeli aşağıdaki modele dayanmaktadır.

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \psi_i DT_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2.30)$$

Burada $DU_{i,t}$ ve $DT_{i,t}$ sırasıyla sabit terim ve trend kırılma kukla değişkenleridir ve aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$DU_{i,t} = \begin{cases} 1, & t > T_{b,i} \\ 0, & d.k \end{cases},$$

$$DT_{i,t} = \begin{cases} t - T_{b,i}, & t > T_{b,i} \\ 0, & d.k \end{cases}$$

Kapetanios (2005) analizi kolaylaştırmak için Banerjee ve arkadaşları ve Lumsdaine Papel'i, takip eder ve aşağıdaki regresör vektörünü tanımlar.

$$z_t = (1, t+1, y_t - \bar{\mu}t, DU_{1,t+1}, \dots, DU_{m,t+1}, DT_{1,t+1}, \dots, DT_{m,t+1}, \Delta y_t - \bar{\mu}, \dots, \Delta y_{t-k+1} - \bar{\mu})' \quad (2.31)$$

Burada $\bar{\mu} = E(\Delta y_t)$.

Kapetanios (2005), daha sonra bu z vektörünü kullanarak y_t 'yi tanımlar.

$$y_t = z'_{t-1} \theta \quad (2.32)$$

$$\theta = (\mu_0 + (\gamma(1) - \alpha)\bar{\mu}, \mu_1 + \alpha\bar{\mu}, \alpha, \phi_1, \dots, \phi_m, \psi_1, \dots, \psi_m, \gamma_1, \dots, \gamma_k)' \quad (2.33)$$

Yukarıda belirtilen model 2.30 için gözlem sayısı T olmak üzere, kırılma tarihlerini kırılma fraksiyonları ile gösterimi $T\lambda_1, T\lambda_2, \dots, T\lambda_m$ şeklindedir. Burada $0 < \lambda_i < 1$, $i = 1, \dots, m$ kırılma fraksiyonlarını temsil etmektedir. Kapetanios (2005), Ξ_T ölçeklendirme matrisini aşağıdaki gibi tanımlamaktadır.

$$\Xi_T = \text{diag}(T^{1/2}, T^{3/2}, T, \underbrace{T^{1/2}, \dots, T^{1/2}}_m, \underbrace{T^{3/2}, \dots, T^{3/2}}_m, \underbrace{T^{1/2}, \dots, T^{1/2}}_k) \quad (2.34)$$

Kapetanios (2005), model 2.30 için en küçük kareler tahmin edicisi tanımlar ve kırılma tarihlerini eşitlik

$$\hat{\theta}(\lambda_1, \dots, \lambda_m) = \Psi_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m)^{-1} \zeta(\lambda_1, \dots, \lambda_m)$$

Olarak verilir. Burada,

$$\zeta_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m) = \Xi_T^{-1} \sum_{i=1}^T z_{t-1}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m) y_t$$

ve

$$\Psi_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m) = \Xi_T^{-1} \sum_{i=1}^T z_{t-1}(\lambda_1, \dots, \lambda_m) z_{t-1}(\lambda_1, \dots, \lambda_m)' \Xi_T^{-1}.$$

Lumsdaine ve Papell tarafından önerilen grid search şemasını m kırılmaya genişletmek oldukça zordur, ayrıca grid search uygulaması yapabilmek için belirli sayıda yapısal kırılmanın (m) varsayılması gerekmektedir bu sebeple Kapetanios (2005), verilen m tane kırılma fraksiyonu için katsayısına t istatistiğinin asimptotik dağılımı basit bir şekilde etmektedir. Alternatif ve boş hipotezleri aşağıdaki şekilde tanımlar.

Kapetanios'un alternatif hipotezi yapısal kırılma varlığında serinin durağan olduğunu ifade etmektedir.

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

$$H_m : \alpha < 1$$

Boş hipotez ise seride birim kök olduğu ve serinin durağan olmadığıdır.

$$H_0 : \alpha = 1$$

Önceki testler H_0 'ı H_1 veya H_2 hipotezine karşı test ederken Kapetanios (2005)

$H_{\cup m} = \cup_{i=1}^m H_i$ 'e karşı H_0 'ı test etmeyi amaçlamaktadır.

Bai Perron (1998-2003), sıralı bir yöntem kırılma fraksiyonlarının tutarlı bir şekilde tahmin edilmesine izin vermektedir ve bu nedenle herhangi bir kırılma sayısı için $O(T)$ en küçük kareler işlemi ile alternatif hipotez altında bütün model tahminleri tutarlıdır. Sıradan en küçük kareler yöntemi (OLS) büyük bir veri seti ile çalışırken regresyon parametrelerini hesaplayan en etkin algoritma değildir, bu sebeple büyük O (big O) en küçük kareler yöntemi kullanılır. Bu da hesaplama açısından oldukça zahmetlidir bu sebeple Kapetanios en küçük kareler işleminden elde edilen t istatistiklerini kullanarak tutarlı ve hesaplaması daha kolay bir test istatistiği oluşturmuştur.

Buna göre Kapetanios (2005), Bai ve Perron (1998) grid search düzenini kullanarak 6 adımlı test yapısını önermektedir.

Birinci adımda verilen maksimum kırılma sayısı (m) için tek bir kırılma aranarak başlanır ve örneklemdaki bütün olası kısımlar (T_1^a) (partitions) için $\alpha = 1$ hipotezinin t istatistikleri elde edilir. Bu t istatistiklerinin kümesi τ^1 ile gösterilmektedir.

İkinci adımda kalıntı karelerinin toplamının (SSR) minimumunu sağlayan bir kırılma tarihi seçilmektedir.

$$SSR = \sum_{t=k+2}^T \left(y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma} \Delta y_{t-i} + \hat{\phi}_1 DU_{1,t} + \hat{\psi}_1 DT_{1,t} \right) \quad (2.35)$$

Burada k 'nın bilindiği varsayılmaktadır.

Üçüncü adımda, sonraki kırılma bulunmaya çalışılır. Alt örneklemle İkinici kez yapılan kırılma araması sonucu olası bütün örneklem bölümleri kümesi T_2^a ile gösterilmektedir. Bu olası bütün örneklemelerden elde edilen $\alpha=1$ hipotezinin t istatistiklerini τ^2 ile gösterilmek üzere, $\tau_1^2 = \tau^2 + \tau^1$ 'dir. Dördüncü adımda, adım 2'ye benzer şekilde bir sonraki kırılma tarihi, SSR'nin minimum olduğu noktalar seçilir. Beşinci adımda, adım 3 ve 4 m kırılma tarihi elde edilene kadar tekrar edilir. Son adımda ise $\tau_1^m = \tau^1 \cup \tau^2 \cup \dots \cup \tau^m$ dizisi üzerinde minimum t istatistiği, $\tau_{\min}^m$ olarak kabul edilmektedir.

2.2.5. Perron (2006) Test

Perron (2006) yapısal kırılma analizi ile ilgili gelişmelerin birim kök modellerinin analizlerindeki gelişmelere paralel olduğunu ifade etmiştir. Bunun sebebi ise hem yapısal kırılma hem de birim kök analizlerinin benzer niteliksel özelliklere sahip olması ve aynı istatistik yapısal değişimi sınamak veya birim kökü sınamak için kullanılabilir olmasıdır. Perron (2006)'a göre yapısal kırılma ve birim kök arasında bir etkileşim söz konusudur. Birim kök ve durağan sürecini test eden çoğu test, veri yaratma sürecinde yapısal kırılmaya maruz kaldığında bu testler birim kök sürecine doğru kanıt oluşturacaktır. Esasında yapısal kırılmaya sahip seriler durağandır. Yapısal değişimi test eden birçok test ise seri birim köke sahip olduğunda yapısal kırılma yoktur, boş hipotezini reddetme eğilimi taşımaktadır. Yapısal kırılma ve birim kök arasındaki bu etkileşimden kaynaklı olarak pratik olarak her ikisi de belirlenemediği için bu durum uygulamalı ekonometride zorluk yaratmaktadır (Perron, 2006). Bu amaçla Perron yapısal kırılma ve birim kök arasındaki ayrıma odaklanır.

Perron (2006), bilinmeyen tarihte meydana gelen değişime izin veren birim kök testi geliştirir. Yapısal kırılmalı birim kök testleri içerisinde en genel olan testtir. Kırılma tarihi seçiminde en genel kullanılan yöntem 2.20'deki gibidir. Kırılma tarihi tahmin edicisi bu amaç fonksiyonun global minimizasyonu ile elde edilmektedir. Bu çerçevede tek bir yapısal kırılma, durağan sürecin ortalamasındaki yapısal değişim gibi bazı özel varsayımlara bağlı olarak literatüre birçok katkı sağlanmıştır. Bununla birlikte, tahmin yöntemi en küçük kareler ilkesine dayanmakta ve en küçük kareler

yöntemi tüm hatalara eşit ağırlıklar vermektedir. Varyansta bir değişim meydana geldiğinde ancak bu değişim katsayı kırılmaları ile aynı tarihte olduğu sürece tespit edilmektedir. Varyanstaki değişiklikleri hesaba katarken gerektiğinde farklı ağırlıklara izin vermek gerektirmektedir. Bu amaçla yarı olasılık (quasi-likelihood) yöntemi benimsenmelidir (Perron, 2006).

Bilinmeyen kırılma tarihi durumunda, trendin parametrelere göre değişmez olduğu, bilinen kırılma tarihinde olduğu gibi geçerli değildir. Birim kök testini, onu en aza indiren veya ilgili kukla değişkenin katsayısı üzerindeki t-istatistiğinin mutlak değerini maksimize eden kırılma tarihi değerini ele alan popüler yöntemler, kırılma çok büyük veya çok küçük olduğunda boyut bozulmalarından kaynaklı problem yaratmaktadır. Bu nedenle, ilk adımda, bir birim kökün mevcut olup olmadığına bakılmaksızın trendde bir değişiklik olup olmadığına bakılmalıdır. Seri ister $I(1)$ ister $I(0)$ olsun, trendde bir değişimin olup olmadığı ön test olarak kullanılmalıdır. Eğer trendde bir değişiklik yoksa seriye Dickey-Fuller test istatistiği kullanılmasını önermektedir ancak trendde bir değişim söz konusu ise birim kök testi, ilgili regresyondan kalan karelerin toplamını en aza indiren tahmini kırılma tarihine göre değerlendirilir. Sadece sabitte bir kayma meydana geldiğinde, kırılma tarihinin tahmini bir birim kökün boş hipotezi altında tutarlı olmamasına rağmen, iki istatistik bir arada değerlendirilebilir (Perron, 2006: 61).

Perron (2006) yaptığı çalışmada ardışık (sıralı) testlerin diğer yöntemlerden daha iyi performans gösterdiğini ancak bu testlerin gerçek kırılma sayısından daha azını seçeceğini ve bu nedenle kullanılmaması gerektiği konusunda uyarılmaktadır. Perron, sabit sayıda kırılma noktası için yapılan testlerde, gerçek kırılma noktası sayısı test edilen sayıdan büyükse güç sorunları olması sebebiyle kırılmanın olup olmadığını belirlemek için öncelikle çift maksimum (double maksimum) test kullanılmasını önerir. Yaptığı simülasyon deneyleri sonucu çift maksimum testin gücünün doğru sayıda kesme noktası hesaba katıldığında, kullanılan testin gücü kadar yüksek olduğunu göstermiştir (Kelly ve Sienko, 2018).



3.METODOLOJİ

Bu bölümde öncelikle performans ölçümlerinde kullanılan metrikler tanıtılmıştır, ardından yapısal kırılma testlerini karşılaştırmak için kullanılacak veri yaratma süreçleri (DGP) tanımlanmıştır. Bu bölümün ikinci kısmında yaratılan DGP'ler üzerinden yapılan simülasyon deneylerinin tabloları ve ampirik sonuçları sunulmuştur.

3.1. Yöntem ve Veri Yaratma Süreci

Ekonometride model değerlendirmesi ve performans ölçümü oldukça önem taşımaktadır. Bu performans ölçüm metrikleri sadece modelin performansını ölçmekle kalmamakta, aynı zamanda model karşılaştırması ve seçimi içinde önem taşımaktadır. Regresyon model tahminlerinin performansını değerlendirmek için sıklıkla ortalama kare hatası (MSE), Ortalama karekök hatası (RMSE), ortalama mutlak hata (MAE) metrikleri kullanılmaktadır. Bu metrikler aşağıda açıklanmıştır, T örneklem sayısını ifade etmektedir.

a) Ortalama Kare Hatası (MSE)

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T e_j^2$$

Ortalama kare hatası, bir regresyon eğrisindeki noktaların beklenen değere ne kadar yakın olduğunu ölçmektedir, bunu yaparken gerçek değer ile tahmin edilen değer arasındaki farkın karesi kullanılmaktadır. Burada hata teriminin karesini almak, hataları büyütme etkisine sahiptir. Bu değer, model değerlendirme metriği olarak kullanıldığında, ortalama hata değerini büyütürken modeli cezalandırmaktadır. Bu değer her zaman pozitifdir ve MSE değeri sıfıra yakın olan tahmin ediciler iyi performans göstermektedir. Ekonometri literatüründe sıklıkla kullanılan en küçük kareler (EKK) yöntemi; tahminler ve beklenen değer arasındaki hata karesi ortalamasının, en aza indirilmesi yöntemi ile tahmin yapmaktadır.

b) *Ortalama Karekök Hatası (RMSE)*

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{j=1}^T e_j^2}$$

Ekonometride sıklıkla kullanılan bu metrik, tahmincilerin tahmin ettiği değerler ile gerçek değerler arasındaki uzaklığı bulurken en çok kullanılan metriktir. RMSE, tahmin edilen değerlerin veri noktasından, bu çalışma için gerçek kırılma noktasından, ne kadar uzakta olduğunu ölçmeye yarayan kalıntıların yayıklığını ölçen kuadratik bir ölçümdür. Özetle RMSE, kalıntıların standart sapmasıdır. RMSE, MSE'den daha sık kullanılır bunun nedeni MSE değeri bazen çok fazla büyük olabilir. MSE'nin karekökü alınarak hesaplanarak yorumlaması kolaylık sağlamaktadır.

Bu ölçü, 0 ile ∞ değerleri arasında bir değer alabilir. RMSE değerinin sıfır olması, testin hata yapmadığı ve çok iyi bir performans sergilediği anlamına gelmektedir. RMSE değerinin büyük olması ise performansının iyi olmadığı anlamına gelmektedir. Bu metrik büyük hataları cezalandırması açısından diğer metriklere göre daha avantajlıdır. Çalışmada, yapısal kırılmayı tespit eden testlerin performanslarının ölçümü için bu metrik kullanılmıştır.

c) *Ortalama Mutlak Hata (MAE)*

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T |e_j|$$

Ortalama mutlak hata, tahmin edilen değerler ve gözlemlenen değerler arasındaki mutlak farklılıkların ortalamasına eşittir. Ölçü, 0'dan sonsuza kadar değerler alabilir, alabileceği en iyi değer 0'dır.

MAE diğer iki metriktten farklı olarak hatalara ağırlık vermez, hatalardaki artışa paralel bu değer de artmaktadır. Diğer iki metrik hata teriminin karesini kullanırken çok fazla büyük veya çok küçük değerlere daha fazla ağırlık vererek büyük olan hataları cezalandırır ancak MAE hataların karesini kullanmamaktadır. RMSE'den farklı olarak MAE'deki değişimler doğrusaldır.

Model performansını değerlendirirken bu üç metrikten hangisini kullanmak gerektiği literatürde tartışılan konular arasında yer almaktadır. Willmott & Matsuura (2005), RMSE'nin sıklıkla kullanılmasına karşın, ortalama hatanın uygunsuz ve yanlış yorumlanan bir ölçüsü olduğunu savunmaktadır. RMSE kullanımını, hata büyüklüklerinin dağılımındaki değişkenliğe, hata sayısının kareköküne ve ortalama hata büyüklüğüne (MAE) göre değişmesi sebebi ile eleştirmiştir. MAE'nin ortalama hatanın daha doğal bir ölçüsü olduğunu savunmaktadır. Her iki metrik Gaussian hata terimi varsayımına dayanmaktadır.

Verilerde aykırı değerler varsa ve bunlar görmezden gelinmek isteniyorsa MAE metriğini kullanmak daha mantıklı bir seçenektir, ancak aykırı değerler hesaba katılmak isteniyorsa MSE veya RMSE metrikleri kullanmak mantıklıdır. MSE değeri daha yüksek değerler için daha az önyargılıdır ve büyük hata değerleriyle uğraşırken performansı yeterince yansıtmayabilir. RMSE büyük hata değerleriyle uğraşırken model performansını yansıtmaya açısından daha iyi bir ölçümdür. Bu çalışmada seriler durağan olması sebebiyle dışa düşen durumlar söz konusu değildir, bu sebeple MAE ve RMSE değerleri arasında herhangi bir fark oluşmayacaktır.

Çalışmada asıl önemli olan soru, yapılan denemelerde testlerin gerçek kırılma noktasını bulup bulmadığıdır. Her testin kırılma tarihinin tahmini her bir denemede değişmektedir. Bu açıdan tahmin edilen kırılma noktalarının gerçek değere ne kadar yakın olduğu önem taşımaktadır. Bu amaçla bir ve iki kırılmaya izin veren yapısal kırılma testlerinin performansı değerlendirilmiştir. $T=50$, $T=100$, $T=250$ ve $T=500$ örneklem sayısı olmak üzere 1000 adet simülasyon denemesi gerçekleştirilmiş, her denemede elde edilen kırılma tarihleri veri kırılma tarihi ile karşılaştırılmıştır. Başta, ortada ve sonda kırılma tarihleri verilerek hangi durumda bu testlerin daha iyi performans sağladığı incelenmiştir.

İlk olarak veri yaratma süreci, ortalamada tek ve iki yapısal kırılma gerçekleşecek şekilde aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

Ortalamada tek kırılmalı model

$$y_t = \mu_1 + \theta_1 Dum1_t + \alpha x_t + e_t \quad (3.1)$$

Ortalamada iki kırılmalı model

$$y_t = \mu_1 + \theta_1 Dum1_t + \theta_2 Dum2_t + \alpha x_t + e_t \quad (3.2)$$

Bütün simülasyonlarda rastgele sayı üretme yolu ile sıfır ortalamalı ve 1 varyanslı bağımsız ve özdeş dağılmış rastgele sayılar (x) $N(0,1)$ üretilmiştir. y 'nin başlangıç değeri 0.5 olarak belirlenmiştir ve $\mu = 1$, $\alpha = 0.5$ 'dir. $Dum1$ ve $Dum2$ sırasıyla yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenlerdir. θ_1 ilk kırılmanın büyüklüğünü θ_2 ikinci kırılmanın büyüklüğünü temsil eden kırılma katsayılarıdır. Birinci model için θ_1 'e 1'den 10'a kadar farklı değerler verilmiştir. İkinci model için θ_1 , 1'den 5'e kadar; θ_2 'ye ise 1'den 8'e kadar farklı değerler verilmiştir.

λ_1 ilk kırılma fraksiyonunu temsil etmektedir. λ_1 'e başta, ortada ve sonda olacak şekilde sırasıyla 0.2, 0.5 ve 0.8 değerleri verilmiştir $t > T\lambda_1$ ise $Dum1 = 1$, $t < T\lambda_1$ ise $Dum1 = 0$ değerini almaktadır. İlk kırılma fraksiyonu her iki model için sabittir. λ_2 ise ilk kırılma noktasından kademeli olarak uzaklaştırılacak şekilde ikinci kırılma noktasını temsil etmektedir. λ_2 'ye ilk kırılmanın konumuna bağlı farklı değerler aşağıdaki şekilde verilmiştir.

- $\lambda_1 = 0.2$ ise λ_2 sırasıyla 0.3, 0.5, 0.7 ve 0.9
- $\lambda_1 = 0.5$ ise λ_2 sırasıyla 0.7 ve 0.9
- $\lambda_1 = 0.8$ ise λ_2 0.9 değerini almaktadır.

Benzer şekilde $t > T\lambda_2$ ise $Dum2 = 1$, $t < T\lambda_2$ ise $Dum2 = 0$ 'dır. θ_1 ve θ_2 sırasıyla kırılma büyüklüklerini temsil etmektedir.

Yukarıdaki bilgiler ışığında testlerin performansının belirlenmesinde aşağıdaki adımlar takip edilmiştir.

- 1) Model 1 veya model 2 seçilir.
- 2) Örneklem sayısı belirlenir.
- 3) Kırılma fraksiyonu/fraksiyonları belirlenir.
- 4) Belirlenen fraksiyonlara bağlı olarak kukla değişkenler atanır.
- 5) Kırılma büyüklüğü/büyüklikleri belirlenir.
- 6) Yukarıdaki ilk 5 adımda oluşturulan veriye, bölüm 2’de yer alan testlerin her birinin 1000 adet simülasyon denemesi yapılır.
- 7) Model 1 seçildiyse, her testten 1000 farklı yapısal kırılma noktası elde edilir. Eğer model 2 seçildiyse her testten ilk kırılmanın tahmini olan 1000, ikinci kırılmanın tahmini olan 1000 farklı yapısal kırılma noktası eş anlı olarak elde edilir.
- 8) 3. Adımda belirlenen veri kırılma noktası/ noktaları ile 7. Adımda elde edilen kırılma tahminleri arasındaki farkın karesi alınır. Her bir gözlem için elde edilen bu hata kareleri toplanır ve deneme sayısına (1000) bölünerek karekökü alınır. Elde edilen bu değer, belirlenen kırılma büyüklüğünde ve kırılma noktasında testin RMSE değerini/değerlerini vermektedir. Eğer model 2 seçildiyse, ilk ve ikinci kırılmanın performansını ölçen iki adet RMSE değeri elde edilir.

3.2. Simülasyon Sonuçları

3.2.1. Tek yapısal kırılma durumunda testlerin karşılaştırılması

Model 1: $y_t = \mu_1 + \theta_1 Dum1_t + \alpha x_t + e_t$

Model 1’deki gibi ortalamada bir kırılmanın meydana geldiği örneklem sayısı, sırasıyla 50,100,250 ve 500 olan rastgele veri yaratılmış ve literatürde sıklıkla kullanılan bir veya daha fazla yapısal kırılmayı tespit eden (BLS test, ZA test, AP test, Perron (1997) test, LP test, BP test, LS test, Kapetanios test ve Perron (2006) test) testler kullanılarak 1000 simülasyon denemesi yapılmış, deneme sonuçlarından elde edilen kırılma tarihlerinin RMSE değeri hesaplanmıştır. Sonuçlar tablo 2, tablo 3, tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 2. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 50 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

50	BLS (1992)			Zivot-ve Andrews (1992)			AP (1994) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	32.90	17.21	2.30	17.24	7.85	12.77	20.90	8.30	10.16
$\theta = 1$	32.82	9.26	1.36	11.90	4.03	6.34	19.98	7.61	7.72
$\theta = 1.5$	32.79	1.35	0.90	7.84	1.10	1.74	19.55	6.57	5.76
$\theta = 2$	32.60	0.83	0.80	5.89	0.40	0.29	19.14	5.69	3.99
$\theta = 2.5$	29.84	0.82	0.80	5.01	0.19	0.18	19.20	5.02	3.26
$\theta = 3$	21.89	0.78	0.77	5.27	0.09	0.15	19.16	3.89	2.68
$\theta = 3.5$	11.62	0.79	0.76	5.24	0.03	0.04	18.86	3.62	2.28
$\theta = 4$	3.96	0.76	0.77	5.47	0	0	19.11	3.08	2.18
$\theta = 4.5$	1.67	0.78	0.75	6.22	0	0	19.18	2.71	2.07
$\theta = 5$	0.83	0.78	0.77	7.03	0	0	18.98	2.43	2.05
$\theta = 5.5$	0.83	0.77	0.76	8.42	0	0	19.05	2.17	2.02
$\theta = 6$	0.81	0.77	0.74	9.08	0	0	19.14	2.11	2.05
$\theta = 6.5$	0.79	0.77	0.74	10.11	0	0	18.94	2.02	1.98
$\theta = 7$	0.79	0.77	0.74	11.06	0	0	19.16	1.97	1.98
$\theta = 7.5$	0.79	0.74	0.74	11.34	0	0	19.18	1.88	1.99
$\theta = 8$	0.80	0.75	0.74	11.97	0	0	19.25	1.74	1.96
$\theta = 8.5$	0.76	0.75	0.73	12.80	0	0	19.38	1.82	1.93
$\theta = 9$	0.77	0.75	0.74	13.36	0	0	19.06	1.75	1.96
$\theta = 9.5$	0.77	0.73	0.75	14.08	0	0	19.27	1.69	1.93
$\theta = 10$	0.77	0.72	0.73	14.94	0	0	19.23	1.63	1.92

Tablo 3. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 50 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

50	Perron (1997) Test			LP (1997) Test			Bai & Perron (2003) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	17.49	11.60	16.87	17.24	7.85	12.77	21.62	8.01	8.47
$\theta = 1$	13.53	7.95	12.85	11.90	4.03	6.34	19.10	7.58	8.59
$\theta = 1.5$	10.72	5.14	9.17	7.84	1.10	1.74	18.89	6.56	7.73
$\theta = 2$	10.43	3.58	6.86	5.89	0.40	0.29	20.06	6.31	6.77
$\theta = 2.5$	10.74	2.57	5.61	5.01	0.19	0.18	19.63	4.58	6.69
$\theta = 3$	11.78	2.11	4.45	5.27	0.09	0.15	19.58	4.24	6.83
$\theta = 3.5$	11.62	1.63	3.88	5.24	0.03	0.04	19.59	2.88	6.36
$\theta = 4$	12.19	1.30	3.49	5.47	0	0	18.09	2.99	5.92
$\theta = 4.5$	11.82	1.05	3.14	6.22	0	0	18.93	2.68	6.50
$\theta = 5$	12.56	1.03	2.94	7.03	0	0	19.56	2.19	5.99
$\theta = 5.5$	12.59	1.01	2.75	8.42	0	0	19.26	2.09	6.79
$\theta = 6$	12.82	1.01	2.64	9.08	0	0	18.70	2.18	6.22
$\theta = 6.5$	13.12	1.00	2.65	10.11	0	0	18.84	2.10	6.58
$\theta = 7$	12.88	1.00	2.57	11.06	0	0	19.12	1.94	6.24
$\theta = 7.5$	12.71	1.00	2.40	11.34	0	0	19.08	2.06	5.91
$\theta = 8$	13.20	1.00	2.60	11.97	0	0	20.56	1.76	6.07
$\theta = 8.5$	12.14	0.99	2.23	12.80	0	0	18.50	1.73	5.50
$\theta = 9$	12.71	0.99	2.17	13.36	0	0	19.40	1.76	6.17
$\theta = 9.5$	12.41	0.99	2.15	14.08	0	0	19.67	1.76	6.25
$\theta = 10$	12.82	0.99	2.11	14.94	0	0	19.25	1.88	6.20

Tablo 4. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 50 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

50	LS (2003) Test			Kapetanios (2005) Test			Perron (2006) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	17.02	12.03	15.80	14.38	6.86	8.33	10.87	6.27	10.65
$\theta = 1$	11.15	8.16	10.84	9.91	3.00	1.26	2.33	1.80	2.26
$\theta = 1.5$	6.55	4.58	6.38	5.96	1.63	0.76	1.07	1.06	1.13
$\theta = 2$	3.92	2.56	3.95	3.56	0.90	0.73	1.00	1.00	0.97
$\theta = 2.5$	2.58	1.53	2.86	2.33	0.78	0.71	0.98	0.99	0.98
$\theta = 3$	1.20	1.01	1.72	1.88	0.79	0.73	0.99	0.99	0.98
$\theta = 3.5$	1.02	0.81	1.18	1.26	0.79	0.72	0.99	0.99	0.99
$\theta = 4$	0.17	0.57	0.76	1.14	0.81	0.73	0.99	1.00	0.99
$\theta = 4.5$	0.11	0.38	0.06	1.03	0.80	0.71	1.00	1.00	0.99
$\theta = 5$	0	0.40	0.06	1.00	0.82	0.70	1.00	1.00	0.99
$\theta = 5.5$	0	0.21	0	1.00	0.84	0.71	1.00	1.00	1.00
$\theta = 6$	0	0.20	0	1.00	0.84	0.70	0.99	1.00	1.00
$\theta = 6.5$	0	0.24	0	1.00	0.84	0.72	1.00	1.00	1.00
$\theta = 7$	0	0.09	0	1.00	0.86	0.72	1.00	1.00	1.00
$\theta = 7.5$	0	0.14	0	1.00	0.87	0.72	1.00	1.00	1.00
$\theta = 8$	0	0.17	0	1.00	0.87	0.72	1.00	1.00	1.00
$\theta = 8.5$	0	0.14	0	1.00	0.88	0.72	1.00	1.00	1.00
$\theta = 9$	0	0	0	1.00	0.88	0.74	1.00	1.00	1.00
$\theta = 9.5$	0	0	0	1.00	0.90	0.73	1.00	1.00	1.00
$\theta = 10$	0	0	0	1.00	0.89	0.71	1.00	1.00	1.00

Örneklem boyutu 50 olduğunda ortalamada tek bir kırılma meydana geldiğinde olası durumlar yukarıdaki tablo 2’de ortaya konulmuştur. BLS (1992) testi sonuçlarına göre RMSE hiçbir zaman sıfır olmamakta ancak kırılma büyüklüğü 5 olduğunda RMSE değeri sıfıra yaklaştığı görülmektedir. Bu durumda örneklem büyüklüğü 50, kırılma tarihi başta, kırılma büyüklüğü 5 ve 5’ten büyük olduğunda gerçek kırılma tarihine en yakın noktaları vermektedir. Kırılma ortada olduğunda, kırılma büyüklüğü 2 ve 2’den büyük iken, kırılma sonda olduğu durumda ise kırılma büyüklüğü 1 ve daha büyük olduğunda 0 ve 0’a yakın değerler almakta ve test mükemmel performans göstermektedir.

Kırılma tarihi başta ve kırılma katsayısı 2 ve 4 arasında olduğunda yapılan denemeler Zivot & Andrews testinin RMSE değeri 5 ve etrafında gerçekleşmektedir, kırılma büyüklüğü arttıkça ortalama karekök hatasının azalması beklenirken, ortalamada meydana gelen kırılma büyüklüğü 4'ten büyük olduğunda ZA testinin ortalama karekök hatası artmaktadır. Kırılma tarihi ortada ve sonda olduğunda, kırılma büyüklüğü arttıkça ZA testinin RMSE azalmakta ve kırılma büyüklüğü 4 olduğunda ortalama karekök hatası sıfır değerini almaktadır. Kırılma büyüklüğü 4 veya 4'ten büyük olduğu bu durumda ZA testi hiç hata yapmamakta ve mükemmel performans göstermektedir. Küçük örnekleme ZA testi, kırılma ortada ve sonda meydana geldiğinde daha iyi performans gösterdiği açıktır.

Andrews ve Ploberger (1994) yapısal kırılma testi uygulandığında; kırılma noktası başta ise, kırılma büyüklüğü fark etmeksizin, tahmin edilen kırılma tarihleri örneklemin orta noktalarını vermektedir. Bu durumda 50 gözlemlik bir örnekleme kırılma tarihi başta iken AP yapısal kırılma testi, belirlenen kırılma fraksiyonları ve büyüklükleri için doğru kırılma noktasını bulamayacaktır. Kırılma tarihi ortada ve sonda olduğunda ise, kırılma büyüklüğü arttıkça RMSE değeri azalmakta böylece AP testinin yapısal kırılma testlerinin hatası da azalmaktadır.

Perron'un (1997) yapısal kırılma testi uygulandığında kırılma başta olduğunda testin RMSE değeri çok büyük olup, test kırılmanın tahmininde iyi performans sergileyememektedir. Ancak yapısal kırılma orta noktada olduğunda kırılma büyüklüğü arttıkça testin performansı artmakta, RMSE metriğinin değeri kırılma büyüklüğü çok büyük olduğunda 0.99 değerini almakta ve mükemmel yakın performansa sahiptir. Kırılma sonda gerçekleştiğinde ise kırılmanın başta gerçekleştiği duruma göre daha az, kırılmanın ortada olduğu duruma göre ise daha fazla hata yapmaktadır. Perron (1997) testinin çok küçük örnekleme ve yapısal kırılma ortada olduğu durumda görece iyi sonuç verdiği açıktır.

ZA testinin, iki kırılma ile genişletilmiş versiyonu olan LP test, veri yaratma sürecinde 1 kırılma olduğu durumda ZA ile aynı sonuçları vermektedir. Bu sebeple, çalışma boyunca tek kırılma söz konusu olduğunda ZA testi için yapılan yorumlar, veri yaratma sürecinde 1 kırılma olduğu sürece LP testi için de geçerlidir.

l adet kırılmaya karşı alternatif hipotezinde $l+1$ kırılmanın olduğu durumu test eden Bai ve Perron (2003) testi, kırılma ortada ve sonda olduğunda küçük kırılma büyüklüklerinde benzer performanslar sağlarken kırılma büyüklüğü arttıkça ortadaki kırılmaları tespit etmede iyi performans göstermekte ancak çok büyük kırılma büyüklüklerinde bile sondaki kırılmayı tespit etmedeki gücü düşüktür. Kırılma başta olduğunda ise hiçbir durumda gerçek kırılma noktasını yakalayamamaktadır bu durumda RMSE metriğinin değeri oldukça yüksektir.

LS (2003) testi; kırılmanın konumu fark etmeksizin kırılma büyüklüğü 2.5 veya 2.5'ten daha düşük olduğunda, testin performansı iyi değildir ancak kırılma büyüklüğü 2.5'ten yüksek olduğunda, test iyi performans göstermektedir. Kırılma büyüklüğü arttıkça, testin yapılan tüm denemelerde gerçek kırılma noktasını tahmin etme gücü de artmaktadır.

Kapetanios (2005) test, kırılma tarihi başta olduğunda kırılma büyüklüğü 3 ve daha büyük olduğu durumda kırılma noktası olarak, kırılma tarihinden bir sonraki noktayı tespit etmektedir. Kırılma orta noktada olduğunda ise kırılma büyüklüğü 2 ve 2'den büyükse ortalama karekök hatası 0'a yakın sonuçlar vermektedir. Kırılma sonda olduğunda ise, kırılma büyüklüğü 1.5 veya daha büyük olduğunda ortalama karekök hatası en küçük değerini vermektedir.

Perron (2006) testi, kırılma büyüklüğü çok küçük olduğunda (0.5) testin performansı düşüktür. Diğer durumlarda, kırılma yeri fark etmeksizin testin RMSE değeri 1 veya 1'e yakın değerler almaktadır. Bu durumda test tam olarak gerçek kırılma noktasını yakalayamasa bile gerçek kırılma noktasından bir önceki tarihi kırılma noktası olarak tespit etmektedir.

Tablo 5. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

100	BLS (1992) Test			Zivot-Andrews (1992) Test			AP (1994) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	65.95	35.31	4.78	24.43	13.04	21.30	38.66	22.51	29.62
$\theta = 1$	65.90	16.99	1.78	5.21	2.87	4.53	26.56	20.50	24.98
$\theta = 1.5$	65.83	1.13	0.91	0.61	0.61	0.58	17.20	17.26	19.46
$\theta = 2$	65.60	0.84	0.75	0.27	0.33	0.30	12.21	13.54	13.89
$\theta = 2.5$	51.53	0.80	0.76	0.16	0.10	0.17	9.01	11.38	10.71
$\theta = 3$	11.59	0.76	0.75	0.04	0.07	0.06	7.57	9.29	8.76
$\theta = 3.5$	0.85	0.77	0.77	0.00	0.03	0.05	7.41	8.37	7.10
$\theta = 4$	0.84	0.78	0.74	0.00	0.03	0.00	6.98	7.20	6.44
$\theta = 4.5$	0.83	0.76	0.75	0.00	0.00	0.00	6.77	6.30	5.59
$\theta = 5$	0.82	0.77	0.76	0.00	0.00	0.00	6.60	5.40	3.95
$\theta = 5.5$	0.82	0.77	0.75	0.00	0.00	0.00	6.50	4.40	4.08
$\theta = 6$	0.82	0.76	0.75	0.00	0.00	0.00	6.48	4.26	3.98
$\theta = 6.5$	0.81	0.76	0.76	0.00	0.00	0.00	6.45	3.99	3.36
$\theta = 7$	0.78	0.75	0.74	0.00	0.00	0.00	6.32	3.51	3.26
$\theta = 7.5$	0.80	0.75	0.74	0.00	0.00	0.00	6.34	3.36	3.11
$\theta = 8$	0.79	0.76	0.73	0.00	0.00	0.00	6.29	3.04	3.23
$\theta = 8.5$	0.78	0.74	0.74	0.00	0.00	0.00	6.25	3.01	3.11
$\theta = 9$	0.77	0.75	0.74	0.00	0.00	0.00	6.26	2.87	2.05
$\theta = 9.5$	0.77	0.73	0.74	0.00	0.00	0.00	6.25	2.64	2.02
$\theta = 10$	0.75	0.73	0.73	0.00	0.00	0.00	6.25	2.54	2.15

Tablo 6. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

100	Perron (1997) Test			LP (1997) Test			Bai&Perron (2003) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	32.02	21.73	32.38	24.43	13.04	21.30	37.87	24.76	34.02
$\theta = 1$	15.40	11.18	19.84	5.21	2.87	4.53	24.53	22.88	29.63
$\theta = 1.5$	10.46	6.33	12.6	0.61	0.61	0.58	16.00	14.96	17.89
$\theta = 2$	6.03	3.37	9.64	0.27	0.33	0.30	7.69	17.79	16.77
$\theta = 2.5$	3.02	1.31	6.42	0.16	0.10	0.17	5.18	13.38	13.20
$\theta = 3$	1.45	1.13	5.24	0.04	0.07	0.06	5.84	10.27	10.05
$\theta = 3.5$	1.11	1.03	4.09	0.00	0.03	0.05	4.78	7.60	6.99
$\theta = 4$	0.99	1.00	3.45	0.00	0.03	0.00	4.42	6.43	4.01
$\theta = 4.5$	0.99	0.99	3.00	0.00	0.00	0.00	4.62	6.30	5.60
$\theta = 5$	0.99	0.99	2.47	0.00	0.00	0.00	4.51	5.76	3.65
$\theta = 5.5$	1.00	0.99	1.87	0.00	0.00	0.00	4.39	6.49	3.54
$\theta = 6$	0.99	0.99	2.09	0.00	0.00	0.00	4.33	3.44	4.52
$\theta = 6.5$	0.99	0.99	1.64	0.00	0.00	0.00	4.34	4.09	3.61
$\theta = 7$	1.00	1.00	1.36	0.00	0.00	0.00	4.30	2.96	3.75
$\theta = 7.5$	1.00	1.00	1.45	0.00	0.00	0.00	4.21	3.52	2.62
$\theta = 8$	1.00	1.00	1.21	0.00	0.00	0.00	4.12	3.28	2.13
$\theta = 8.5$	1.00	1.00	1.15	0.00	0.00	0.00	4.15	2.51	1.53
$\theta = 9$	1.00	1.00	1.09	0.00	0.00	0.00	4.14	2.77	2.26
$\theta = 9.5$	1.00	1.00	1.07	0.00	0.00	0.00	4.22	2.57	2.27
$\theta = 10$	1.00	1.00	1.09	0.00	0.00	0.00	4.18	2.57	1.84

Tablo 7. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

100	LS (2003) Test			Kapetanios (2005) Test			Perron (2006) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	29.28	20.05	28.22	25.42	13.89	8.52	10.90	6.75	11.72
$\theta = 1$	16.51	11.67	15.94	6.07	2.37	1.65	1.73	1.44	1.74
$\theta = 1.5$	7.38	4.46	7.59	4.10	0.91	0.83	1.11	1.11	1.08
$\theta = 2$	3.51	1.50	2.26	1.37	0.78	0.74	1.01	1.00	0.98
$\theta = 2.5$	1.81	1.17	0.79	0.84	0.75	0.72	1.00	0.99	0.98
$\theta = 3$	0.51	0.91	0.43	0.82	0.74	0.70	0.99	0.99	0.99
$\theta = 3.5$	0.16	0.67	0.33	0.83	0.75	0.70	0.99	0.99	0.99
$\theta = 4$	0.10	0.44	0.03	0.85	0.74	0.73	0.99	0.99	0.99
$\theta = 4.5$	0.00	0.38	0.09	0.86	0.77	0.71	0.99	0.99	1.00
$\theta = 5$	0.00	0.30	0.00	0.87	0.75	0.71	1.00	1.00	0.99
$\theta = 5.5$	0.00	0.18	0.00	0.87	0.76	0.70	1.00	1.00	1.00
$\theta = 6$	0.00	0.06	0.00	0.90	0.78	0.71	1.00	1.00	1.00
$\theta = 6.5$	0.00	0.00	0.00	0.91	0.78	0.70	1.00	1.00	1.00
$\theta = 7$	0.00	0.00	0.00	0.92	0.78	0.72	1.00	1.00	1.00
$\theta = 7.5$	0.00	0.00	0.00	0.92	0.80	0.72	1.00	1.00	1.00
$\theta = 8$	0.00	0.00	0.00	0.92	0.80	0.70	1.00	1.00	1.00
$\theta = 8.5$	0.00	0.00	0.00	0.93	0.80	0.70	1.00	1.00	1.00
$\theta = 9$	0.00	0.00	0.00	0.94	0.81	0.71	1.00	1.00	1.00
$\theta = 9.5$	0.00	0.00	0.00	0.95	0.80	0.71	1.00	1.00	1.00
$\theta = 10$	0.00	0.00	0.00	0.95	0.82	0.70	1.00	1.00	1.00

BLS'nin sıralı istatistik tekniğini model 1 için 100 örneklem üzerinde denediğimizde, kırılma tarihi başta iken kırılma büyüklüğü 3.5 veya 3.5'den büyük olduğunda test kırılma noktasını 20 ve 21 olarak tahmin etmekte ve iyi sonuç vermektedir ancak

kırılma katsayısı küçük değerler aldığı anda testin performansı zayıftır. Kırılma tarihi örneklemin ortasında olduğu durumda kırılma büyüklüğü çok küçükken (0.5 ve 1) BLS testi gerçek kırılma tarihini tahmin edememekte ve küçük kırılma durumlarında testin performansı iyi sonuç sergileyememektedir. Kırılma büyüklüğü 2 ve 2'den büyük olduğu durumda ise test, gerçek kırılma tarihine oldukça yakın

değerleri tahmin etmekte RMSE değeri 0'a yakın değerler almaktadır. Banerjee, Lumsdaine, & Stock (1992) testi için örneklem büyüklüğü arttığında , küçük kırılma büyüklükleri için ortalama karekök hatasının değeri daha yüksek olduğu gözlemlenmektedir.

ZA (1992) test, yapısal kırılma testinde örneklem sayısı 50'den 100' e çıktığında her kırılma fraksiyonunda (0.5 hariç) ve her kırılma büyüklüğü için testin performansının arttığı gözlemlenmektedir. Örneklem sayısı 50 iken örneklem başında meydana gelen kırılmaları doğru şekilde tahmin edemezken örneklem sayısı 100 olduğu durumda test, örneklem başında meydana gelen kırılmaları tahmin edebilir duruma gelmektedir. Test kırılma büyüklüğü 1.5-3 arasında olduğunda oldukça az hata yapmaktadır, 3'den büyük olduğunda ise hiç hata yapmamakta, kırılma tarihini tüm denemelerde doğru tespit etmektedir.

Andrews & Ploberger (1994) testi kırılmanın yeri ve büyüklüğüne bağlı olarak değerlendirildiğinde, yapılan 1000 denemede kırılma tarihlerinden elde edilen RMSE değeri hiçbir durumda 0 veya 0'a yakın değerler almamaktadır.

Perron (1997) testi yapısal kırılma tarihlerinden elde edilen RMSE değeri, kırılma başta ve kırılma büyüklüğü 3.5 veya 3.5'den büyük olduğunda, kırılma ortada ve kırılma büyüklüğü 2.5 veya daha büyük olduğu durumlarda, kırılma sonda ve kırılma büyüklüğü 6.5 veya daha büyük olduğu durumlarda 1 ve 1'e yakın değerler almaktadır. Test, kırılma sonda olduğunda daha büyük kırılma katsayısı için 1 değerini yakalamaktadır. Bu durumda testin başta ve ortada görel olarak daha iyi performans gösterdiği söylenebilir.

Bai Perron (2003) testi, kırılmanın konumu ve büyüklüğü fark etmeksizin hiçbir durumda iyi performans göstermemektedir. Örneklem boyutu 100 olduğunda elde edilen sonuçlar örneklem boyutu 50 olduğunda elde edilen sonuçlar ile karşılaştırıldığında, kırılma başta ve sonda olduğunda RMSE değerinin düştüğü, ortada olduğunda RMSE değerinin arttığı gözlemlenmektedir.

LS (2003) testi ise kırılmanın yeri farketmeksizin kırılma büyüklüğü 3 ve 3'den büyük olduğu durumda testin gerçek kırılma noktalarını doğru şekilde tahmin etmekte

ve RMSE değeri 0 ve 0'a oldukça yakın değerler almaktadır. Kırılma büyüklüğü 3'ten küçük olduğunda ise testin performansı düşüktür.

Kapetanios (2005) test, kırılma başta olduğunda ve kırılma büyüklüğü 2.5 ve daha büyük iken bazı denemelerde gerçek kırılma tarihini bazı denemelerde ise kırılma tarihine yakın noktayı (21. Nokta) tahmin etmektedir. Kırılma noktası ortada ve sonda olduğunda ise, kırılma büyüklüğü 1.5 ve daha büyük olduğu durumda RMSE değerini 0'a yakın değerler almakta ve test yapısal kırılmanın tespitinde iyi performans sergilemektedir. Test, örneklem sayısındaki artıştan etkilenmemektedir.

Örneklem 50'den 100'e çıktığında Perron (2006) testinin performansı da bu örneklem sayısındaki artıştan etkilenmekete ve aynı şekilde RMSE değeri 1 ve 1'e yakın değerler almaktadır.

Tablo 8. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

250	BLS (1992)			Zivot-Andrews (1992)			AP (1994) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	162.98	87.55	9.80	27.93	13.33	27.45	90.66	54.25	85.57
$\theta = 1$	162.64	33.41	2.31	1.56	1.21	1.38	72.57	48.53	72.61
$\theta = 1.5$	162.87	1.04	0.93	0.56	0.53	0.55	49.77	42.04	51.13
$\theta = 2$	162.66	0.83	0.78	0.28	0.31	0.32	28.51	33.23	34.95
$\theta = 2.5$	77.85	0.78	0.74	0.14	0.12	0.14	18.54	27.37	22.65
$\theta = 3$	0.88	0.75	0.76	0.04	0.05	0.05	15.67	20.62	15.16
$\theta = 3.5$	0.83	0.76	0.74	0.00	0.00	0.03	12.53	16.93	11.20
$\theta = 4$	0.83	0.76	0.74	0.00	0.00	0.00	10.99	13.73	8.80
$\theta = 4.5$	0.82	0.77	0.72	0.00	0.00	0.00	10.30	12.47	6.16
$\theta = 5$	0.80	0.75	0.74	0.00	0.00	0.00	9.25	11.10	6.35
$\theta = 5.5$	0.79	0.74	0.76	0.00	0.00	0.00	8.78	10.17	5.00
$\theta = 6$	0.78	0.75	0.72	0.00	0.00	0.00	8.45	9.25	4.74
$\theta = 6.5$	0.79	0.75	0.73	0.00	0.00	0.00	7.79	8.19	5.87
$\theta = 7$	0.78	0.74	0.73	0.00	0.00	0.00	7.51	7.29	4.69
$\theta = 7.5$	0.78	0.73	0.76	0.00	0.00	0.00	7.09	6.84	4.79
$\theta = 8$	0.78	0.74	0.74	0.00	0.00	0.00	6.58	6.49	3.88
$\theta = 8.5$	0.77	0.76	0.74	0.00	0.00	0.00	6.29	6.14	3.59
$\theta = 9$	0.77	0.74	0.75	0.00	0.00	0.00	5.97	5.84	2.97
$\theta = 9.5$	0.77	0.75	0.73	0.00	0.00	0.00	5.83	5.82	3.45
$\theta = 10$	0.75	0.73	0.74	0.00	0.00	0.00	5.48	5.59	2.53

Tablo 9. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

250	Perron (1997) Test			LP (1997) Test			Bai&Perron (2003) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	54.57	38.85	60.32	27.93	13.33	27.45	108.623	76.08	106.80
$\theta = 1$	14.95	10.93	20.35	1.56	1.21	1.38	94.268	65.28	85.55
$\theta = 1.5$	6.24	2.36	7.61	0.56	0.53	0.55	54.21	64.89	61.07
$\theta = 2$	2.98	1.76	2.47	0.28	0.31	0.32	36.40	49.74	38.13
$\theta = 2.5$	1.48	1.39	1.50	0.14	0.12	0.14	32.56	46.36	26.16
$\theta=3$	1.31	1.39	1.36	0.04	0.05	0.05	16.56	25.72	19.40
$\theta = 3.5$	1.21	1.20	1.25	0.00	0.00	0.03	11.47	20.341	7.37
$\theta = 4$	1.07	1.05	1.13	0.00	0.00	0.00	14.32	16.09	7.22
$\theta=4.5$	1.03	1.04	1.07	0.00	0.00	0.00	11.65	11.62	12.40
$\theta = 5$	1.00	1.00	1.03	0.00	0.00	0.00	10.70	8.66	5.13
$\theta = 5.5$	0.99	0.98	1.00	0.00	0.00	0.00	9.25	11.18	5.58
$\theta = 6$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	8.52	7.82	5.96
$\theta = 6.5$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	7.77	7.73	5.05
$\theta = 7$	0.99	1	0.99	0.00	0.00	0.00	7.64	6.65	6.11
$\theta = 7.5$	0.99	1	0.99	0.00	0.00	0.00	6.97	6.95	4.48
$\theta = 8$	1	1	0.99	0.00	0.00	0.00	6.50	5.88	3.31
$\theta = 8.5$	1	1	1	0.00	0.00	0.00	5.97	6.47	3.03
$\theta = 9$	1	1	1	0.00	0.00	0.00	6.11	6.33	2.69
$\theta = 9.5$	1	1	1	0.00	0.00	0.00	5.29	5.34	4.71
$\theta = 10$	1	1	1	0.00	0.00	0.00	5.74	5.24	2.51

Tablo 10. Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

250	LS (2003) Test			Kapetanios (2005) Test			Perron (2006) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	63.85	44.22	62.39	35.99	15.65	7.33	8.68	6.42	8.99
$\theta = 1$	24.28	20.41	25.16	5.30	1.52	1.32	1.70	1.71	1.62
$\theta = 1.5$	5.85	4.99	8.91	0.92	0.84	0.83	1.08	1.09	1.08
$\theta = 2$	1.90	2.09	2.03	0.74	0.72	0.73	1.00	0.99	0.99
$\theta = 2.5$	1.53	1.87	1.01	0.73	0.71	0.70	0.99	0.99	0.99
$\theta = 3$	0.47	1.24	0.55	0.75	0.70	0.70	0.99	0.99	0.99
$\theta = 3.5$	0.13	0.97	0.37	0.76	0.74	0.70	0.99	0.99	0.99
$\theta = 4$	0.11	0.39	0.19	0.78	0.70	0.72	0.99	0.99	0.99
$\theta = 4.5$	0.00	0.33	0.00	0.79	0.75	0.70	1.00	0.99	0.99
$\theta = 5$	0.00	0.00	0.0	0.78	0.72	0.70	1.00	0.99	0.99
$\theta = 5.5$	0.00	0.00	0.00	0.78	0.72	0.69	1.00	0.99	0.99
$\theta = 6$	0.00	0.00	0.0	0.81	0.73	0.70	1.00	0.99	0.99
$\theta = 6.5$	0.00	0.00	0.00	0.81	0.74	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 7$	0.00	0.00	0.00	0.80	0.73	0.70	1.00	0.99	0.99
$\theta = 7.5$	0.00	0.00	0.00	0.80	0.71	0.68	1.00	0.99	0.99
$\theta = 8$	0.00	0.00	0.0	0.83	0.74	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 8.5$	0.00	0.00	0.00	0.82	0.76	0.69	1.00	0.99	0.99
$\theta = 9$	0.00	0.00	0.00	0.83	0.73	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 9.5$	0.00	0.00	0.00	0.84	0.74	0.69	1.00	0.99	0.99
$\theta = 10$	0.00	0.00	0.00	0.83	0.76	0.71	1.00	0.99	0.99

Ortalamada tek kırılmanın meydana geldiği model 1 için örneklem sayısı 250 olduğunda, kırılma başta ve kırılma büyüklüğü 2.5 ve 2.5'ten küçük olduğunda BLS (1992) testinin hatası oldukça fazladır, örneklem büyüklüğü arttıkça bu kırılma büyüklüklerine karşılık gelen hata da artmaktadır. BLS testinin performansının, kırılma büyüklüğü 2.5'ten büyük olduğunda örneklem büyüklüğüne bağlı değişmediği ve testin performansının mükemmele yakın olduğu görülmektedir. Kırılma ortada olduğunda; kırılma büyüklüğü 0.5 ve 1 iken BLS testinin hatası oldukça fazladır, kırılma büyüklüğü 1'den büyük olduğunda ise testten elde edilen RMSE değeri 0'a yakındır bu durumda da test mükemmel performans göstermektedir. Kırılma sonda olduğunda ise çok küçük kırılma büyüklüklerinde bile BLS testinin performansı çok fazla değişmemektedir.

Bununla birlikte, örneklem sayısı arttığında ZA (1992), AP (1994), LP (1997) ve Perron (1997), LS (2003), Perron (2006) testlerinin performansı çok fazla değişmemekte, 100 örneklem için yapılan çıkarımların aynısı örneklem sayısı 250 olduğu durum için de geçerlidir.

Örneklem arttıkça AP (1994) ve Bai ve Perron (2003) testleri; kırılma ortada ve sonda olduğunda testlerin yapısal kırılmayı tahmin etmedeki ortalama hatası artmaktadır ve bu durumlarda bu testlerin performansı iyi değildir. Bu testler, kırılma başta olduğunda ise çok küçük (50) örneklemde ve büyük (500) örneklemde çok fazla hata yapmaktadır. Kapetanios (2005) testi ise örneklemini her arttırdığımızda kırılma noktası tahmininde yaptığı hata, örneklem arttıkça düştüğü gözlenmektedir. Örneklem sayısı 500'e çıkarıldığında da tüm testler için aynı sonuçlar geçerlidir ve Ek 1'de 500 örneklemde elde edilen simülasyon sonuçları yer almaktadır.

3.2.2 İki Yapısal Kırılma Durumunda Testlerin Karşılaştırılması

Model 2: $y_t = \mu_1 + \theta_1 Dum1 + \theta_2 Dum2 + \alpha x_t + e_t$

Model 2'deki gibi ortalamada iki kırılmaya izin verecek örneklem sayısı sırasıyla 100,250 ve 500 olan rastgele veri yaratılmış ve literatürde sıklıkla kullanılan iki veya ikiden fazla yapısal kırılmayı tespit eden (LP test, LS test, Bai Perron test, Kapetanios test, Perron (2006) test) testler kullanılarak 1000 simülasyon denemesi yapılmış, deneme sonuçlarından elde edilen kırılma tarihlerinin RMSE değeri hesaplanmıştır. Simülasyon denemelerinden elde edilen sonuçlar örneklem sayısı 100 olduğunda tablo 5, tablo 6, tablo 7, tablo 8 ve tablo 9'de; örneklem sayısı 250 olduğunda tablo 10, tablo 11, tablo 12, tablo 13 ve tablo 14'te ve örneklem sayısı 500 olduğunda tablo 15, tablo 16, tablo 17, tablo 18 ve tablo 19'de yer almaktadır.

Tablolarda birinci ve ikinci kırılmanın büyüklüğü eşit olduğu durum ortalamanın sabit kalması anlamına geldiğinden ve bu durumda ikinci bir kırılma söz konusu olmadığından tablolarda raporlanmış ancak yorumlama dışı bırakılmıştır. Ayrıca ortalamanın 1 olduğu göze alındığında ilk kırılmanın boyutu 1 iken herhangi bir yapısal değişim söz konusu olmayacağından bu durum da yorumlama dışı bırakılmıştır.

Tablo 11. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Lumsdaine & Papell (1997) Test RMSE Tablosu

100		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	0.81	28.24	1.29	11.12	1.15	14.79	0.58	35.78	21.29	16.69	11.12	24.67	39.66	7.41
	2	7.34	45.69	1.15	0.00	0.81	1.29	15.63	16.49	0.56	1.29	3.46	4.77	34.08	7.76
	3	10.00	28.21	0.57	0.57	0.57	0.00	22.70	17.05	0.00	0.00	3.58	4.10	34.04	8.66
	4	10.00	47.67	0.57	0.00	1.15	0.57	32.10	4.36	1.00	0.00	22.06	4.00	42.62	5.09
	5	10.00	39.85	0.00	0.00	0.57	0.00	29.04	4.00	1.15	0.00	18.51	4.00	43.20	4.00
	6	10.00	36.68	1.15	0.00	0.57	0.00	26.56	4.00	0.00	0.00	10.40	4.00	47.41	4.69
	7	10.00	39.87	0.57	0.00	0.57	0.00	23.67	4.00	0.58	0.00	18.51	4.00	44.16	4.00
	8	10.00	37.34	1.59	0.00	0.00	0.00	29.49	4.00	0.81	0.00	22.30	4.00	41.40	4.00
2	1	0.00	26.81	0.00	0.00	0.57	0.00	0.00	4.35	0.00	0.58	0.00	5.46	46.68	10.00
	2	0.57	25.15	0.00	19.66	0.57	15.12	0.00	5.06	0.00	9.93	8.66	33.16	35.89	10.00
	3	0.57	34.20	0.00	12.00	0.00	0.57	0.58	4.69	0.82	1.15	0.00	4.76	48.47	10.00
	4	0.00	29.67	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	43.30	10.00
	5	9.34	29.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	45.58	10.00
	6	10.00	27.52	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.50	0.00	0.00	4.36	38.16	8.48
	7	10.00	27.59	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	42.79	4.35
	8	10.00	32.81	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	50.10	4.00
3	1	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	25.03	10.00
	2	0.00	8.64	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	5.66	0.00	0.00	0.00	12.55	34.47	10.00
	3	0.00	31.96	0.00	26.29	0.00	17.71	0.00	38.40	13.27	16.85	0.00	14.27	34.57	10.00
	4	0.00	25.39	0.00	2.57	0.00	2.58	0.00	4.00	0.00	1.30	0.00	4.00	35.68	10.00
	5	0.00	45.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	50.40	10.00
	6	0.00	43.62	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	30.88	10.00
	7	8.16	26.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	26.96	10.34
	8	10.00	40.57	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	38.68	10.00
4	1	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	39.89	10.00
	2	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	41.29	10.00
	3	0.00	8.18	0.00	2.00	0.00	2.30	0.00	30.17	0.00	0.40	9.23	23.32	40.82	10.00
	4	0.00	31.44	0.00	10.51	0.00	18.58	0.00	41.27	18.80	17.13	18.47	27.83	38.93	10.00
	5	0.00	40.28	0.00	0.00	0.00	1.15	0.00	20.46	0.00	1.30	15.54	32.74	27.72	10.00
	6	0.00	20.18	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	45.70	10.00
	7	0.00	31.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.35	40.47	10.00
	8	0.00	30.16	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	37.56	10.00
5	1	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	37.34	10.00
	2	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	27.38	10.00
	3	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	52.37	10.00
	4	0.00	11.44	0.00	4.20	0.00	2.31	0.00	22.18	0.00	1.82	0.00	4.36	47.25	10.00
	5	0.00	20.19	0.00	20.42	0.00	15.60	0.00	33.71	0.00	13.20	17.22	33.94	41.62	10.00
	6	0.00	36.04	0.00	0.81	0.00	1.15	0.00	26.39	0.00	82	14.43	23.38	22.47	10.00
	7	0.00	36.18	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	29.84	10.00
	8	0.00	42.60	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.00	0.00	0.00	0.00	4.00	35.80	10.00

Tablo 12. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Lee & Strazicich (2003) Test RMSE Tablosu

100		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		=0.5		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	10.72	32.65	10.10	21.58	11.75	21.68	11.79	38.82	19.92	15.86	20.74	27.81	40.77	16.57
	2	8.16	22.98	18.84	19.14	9.50	14.92	15.47	13.12	16.45	11.86	16.57	12.94	24.11	6.77
	3	6.59	17.94	20.22	18.04	20.18	3.55	19.85	5.32	17.08	4.62	13.89	0.65	19.29	0.99
	4	6.10	12.68	17.56	16.28	19.11	2.58	18.28	3.32	15.76	3.00	13.18	0.22	20.67	0.28
	5	5.45	11.24	15.10	13.08	14.63	2.13	20.49	0.60	14.53	3.68	12.60	0.00	21.86	0.00
	6	5.69	12.77	16.69	13.46	15.71	1.90	20.69	0.00	14.91	4.07	13.21	0.00	22.74	0.00
	7	5.63	13.82	17.73	14.24	12.33	1.21	16.37	0.00	15.12	3.93	13.31	0.00	17.94	0.00
	8	5.21	13.82	14.33	12.54	14.37	0.90	18.61	0.00	13.67	3.86	12.17	0.00	21.22	0.00
2	1	2.65	11.85	1.37	12.15	4.30	10.55	2.90	28.60	6.62	4.61	15.34	20.34	33.04	7.84
	2	2.88	29.93	3.15	22.34	3.65	26.70	2.70	38.80	20.40	17.51	17.30	31.23	38.96	8.72
	3	2.07	22.61	4.39	17.14	3.57	20.27	2.88	10.64	15.03	12.37	12.29	18.15	17.32	3.93
	4	1.80	8.72	6.48	8.39	2.89	9.30	7.83	2.29	7.96	3.84	5.66	6.92	3.32	1.12
	5	2.09	2.58	9.13	7.95	7.91	0.87	8.67	0.73	5.15	2.21	7.50	5.36	4.73	0.00
	6	2.06	3.32	3.50	10.55	7.60	0.55	4.92	0.00	5.50	1.91	5.51	0.62	6.23	0.00
	7	2.42	2.38	5.48	4.90	7.04	0.35	9.45	0.00	4.86	1.10	6.23	0.00	8.03	0.00
	8	2.00	2.30	5.91	6.48	1.39	0.00	6.75	0.00	4.57	1.42	5.73	0.00	1.42	0.00
3	1	0.89	2.85	0.10	0.85	0.54	3.95	0.40	6.43	1.19	1.20	6.67	7.20	9.95	3.05
	2	2.23	13.50	1.02	14.03	0.49	6.75	2.68	25.55	8.99	6.65	14.54	20.42	23.17	5.41
	3	2.39	33.86	1.32	20.61	2.95	25.96	2.87	39.91	16.23	16.59	17.96	30.09	39.75	9.35
	4	0.99	21.92	0.44	14.73	1.54	20.57	0.32	17.03	13.30	11.13	10.97	17.19	17.34	4.18
	5	0.91	8.75	1.01	8.98	0.77	7.74	3.57	6.73	3.13	2.14	3.40	5.97	6.26	1.76
	6	0.54	1.17	5.63	5.52	0.64	5.73	0.54	0.57	3.36	1.98	1.16	0.84	4.07	0.14
	7	1.17	0.10	3.02	2.40	3.75	0.41	4.08	0.10	1.22	0.54	0.74	0.00	0.67	0.00
	8	1.02	0.00	4.41	4.48	0.65	0.00	0.39	0.00	1.16	0.00	0.84	0.00	0.59	0.00
4	1	0.00	0.62	0.00	0.71	0.00	0.30	0.00	4.29	0.41	0.24	0.10	1.59	5.90	3.00
	2	1.12	6.35	0.20	1.00	0.00	2.51	0.10	7.67	0.64	1.53	3.40	4.40	13.14	3.00
	3	1.02	13.57	0.90	10.93	1.41	9.63	1.00	23.01	11.86	7.99	15.69	18.20	30.06	6.87
	4	2.58	34.89	3.17	23.94	2.73	23.78	1.93	35.78	18.30	16.97	19.60	32.46	38.47	9.28
	5	0.00	23.43	1.35	14.34	1.00	18.73	1.27	19.19	12.76	12.17	7.48	14.07	17.13	4.39
	6	0.00	7.97	0.50	8.23	0.00	4.23	0.00	5.18	3.50	4.40	5.58	8.72	5.40	2.27
	7	0.00	7.75	0.30	0.61	0.28	4.92	0.00	0.14	4.80	4.26	2.96	3.72	5.90	1.42
	8	0.30	0.00	0.00	0.73	0.00	0.20	0.00	0.00	0.00	0.78	0.73	0.00	0.20	0.00
5	1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.50	0.00	0.30	0.00	0.10	0.00	0.71	5.66	1.74
	2	0.00	0.24	0.00	0.35	0.00	0.66	0.00	3.74	0.00	0.22	0.00	1.13	9.56	2.00
	3	0.00	1.20	0.00	3.65	0.90	5.71	0.00	1.98	0.00	1.17	7.50	10.03	12.43	2.86
	4	2.15	13.84	1.00	14.92	1.68	10.74	2.73	26.41	10.79	7.46	19.43	22.67	26.86	6.06
	5	3.24	32.44	3.35	22.33	2.87	26.53	3.17	38.85	18.60	17.44	17.02	30.43	40.33	9.17
	6	1.35	21.97	0.90	15.68	0.90	18.46	0.90	21.75	10.35	13.51	6.08	10.46	16.30	4.39
	7	0.00	9.17	0.00	6.88	0.00	6.98	0.00	5.97	2.60	3.31	3.34	6.98	5.71	1.76
	8	0.00	1.12	0.00	0.87	0.00	3.66	0.00	0.50	0.00	0.51	0.30	0.26	4.20	1.00

Tablo 13. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Bai & Perron (2003) Test RMSE Tablosu

100		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	13.53	34.93	18.49	24.76	13.86	19.47	15.60	33.69	13.54	13.77	13.82	29.01	29.45	17.46
	2	13.27	27.72	21.88	19.08	24.02	16.79	18.20	20.66	15.47	12.92	16.48	21.59	29.41	13.99
	3	10.43	18.92	23.94	12.04	39.44	10.67	18.74	4.64	14.61	9.55	17.48	12.05	25.47	8.88
	4	6.61	10.93	25.85	8.91	43.67	8.19	23.86	2.59	15.16	8.19	17.03	2.83	24.95	3.89
	5	6.47	8.75	25.86	8.55	45.71	8.57	20.75	2.58	16.21	8.23	18.05	2.07	21.41	30.9
	6	6.41	8.52	25.67	8.36	45.88	8.58	21.49	2.07	15.98	8.50	18.17	2.10	19.48	2.22
	7	6.41	8.55	26.26	8.76	45.57	8.38	22.82	2.09	14.90	7.51	17.37	2.08	18.49	2.18
	8	6.91	8.93	26.33	8.85	44.84	7.74	20.03	2.08	16.20	8.62	17.94	2.02	21.69	2.18
2	1	5.57	26.63	8.27	19.85	7.16	20.78	7.72	21.83	6.87	11.85	7.85	29.91	16.05	7.89
	2	5.33	32.83	5.56	20.73	7.48	24.17	6.56	37.75	7.56	12.16	9.20	30.03	16.35	9.88
	3	6.65	24.42	8.01	18.79	7.75	19.65	6.14	23.32	10.04	12.83	9.41	28.96	15.23	8.12
	4	5.35	13.29	16.00	13.77	24.64	15.24	10.29	5.50	10.93	10.58	10.73	23.16	10.49	5.42
	5	5.87	10.14	22.80	8.03	38.54	8.63	8.44	2.25	12.93	8.15	11.93	8.08	9.79	2.89
	6	5.45	8.12	24.71	7.99	43.97	4.33	8.90	2.35	14.57	8.02	12.83	2.15	13.17	3.32
	7	5.70	8.32	25.77	8.37	45.51	8.45	7.94	2.05	14.54	7.24	11.73	2.23	10.39	2.86
	8	5.13	7.59	25.41	7.90	45.43	8.22	10.98	2.14	14.98	7.55	13.90	2.11	9.41	2.39
3	1	4.92	14.92	7.82	14.13	9.79	16.67	5.12	8.03	6.95	11.80	6.65	28.17	9.83	3.82
	2	4.40	25.50	4.93	18.45	4.84	21.36	4.77	26.33	4.91	11.59	6.18	31.75	8.81	4.64
	3	4.54	27.57	4.49	16.25	4.46	25.92	4.59	40.17	4.97	11.49	4.61	30.76	10.38	10.84
	4	4.81	25.24	4.59	17.72	11.10	15.63	5.14	29.44	6.09	12.97	5.99	31.87	9.99	5.00
	5	4.58	15.73	6.60	15.17	10.41	16.36	5.17	8.09	6.76	11.94	6.60	28.09	6.22	4.04
	6	4.98	7.96	15.49	10.14	23.99	11.00	5.11	2.59	9.17	10.07	7.33	18.66	5.68	3.32
	7	4.58	7.55	22.74	8.63	36.76	7.60	5.53	2.16	12.77	7.58	6.66	5.28	5.30	2.93
	8	4.94	8.42	24.95	8.42	41.16	6.02	5.14	2.21	13.26	6.669	9.69	2.30	6.87	2.88
4	1	4.24	8.60	7.29	10.23	5.95	8.00	4.48	2.35	5.92	10.76	6.22	28.34	5.62	3.33
	2	4.47	15.26	4.41	15.42	4.41	15.13	4.505	9.47	5.68	11.83	5.12	30.54	6.86	4.70
	3	4.22	21.00	4.20	16.52	4.27	21.80	4.59	29.68	5.22	12.06	5.03	31.89	8.75	4.70
	4	4.28	30.07	4.48	19.50	4.22	24.87	4.29	41.17	4.38	11.25	4.71	31.33	7.13	7.87
	5	4.18	22.66	4.35	20.89	4.59	21.76	4.34	28.33	5.77	12.74	5.14	31.49	6.30	6.22
	6	4.37	13.20	4.89	14.33	4.57	16.44	4.68	7.33	5.51	11.79	6.12	32.50	6.28	4.16
	7	4.37	7.94	6.96	12.19	7.62	13.05	4.62	2.40	7.22	11.52	6.26	28.19	5.70	3.23
	8	4.39	7.24	14.29	7.45	18.76	9.60	4.79	2.22	9.07	9.68	5.27	18.26	7.80	3.45
5	1	4.32	7.23	6.24	7.66	4.52	1.96	4.46	2.22	3.98	9.83	3.99	25.65	5.30	3.33
	2	4.24	12.92	4.38	10.12	4.24	11.34	4.246	2.82	4.46	11.15	4.41	30.56	5.69	3.63
	3	4.21	14.47	4.11	15.67	4.51	16.19	4.30	5.84	4.54	11.29	5.19	31.63	6.16	3.93
	4	4.21	23.96	4.10	20.49	4.31	20.83	4.46	27.02	4.86	11.95	5.07	31.84	6.70	4.65
	5	4.23	29.56	4.12	17.76	4.24	25.23	4.22	41.81	4.71	11.68	4.23	30.98	6.49	4.30
	6	4.22	26.11	4.34	18.44	4.30	22.79	4.27	32.17	5.07	12.03	5.15	31.90	6.58	4.56
	7	4.15	13.01	4.39	15.18	4.25	16.17	4.40	9.50	5.21	12.15	5.28	31.91	5.91	3.84
	8	4.18	8.01	4.31	11.90	4.38	12.42	4.37	2.22	5.00	11.86	4.53	30.16	5.68	3.57

Tablo 14. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Kapetanios (2005) Test RMSE Tablosu

100		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	2.33	34.40	2.29	22.20	2.32	30.80	2.56	44.89	17.12	16.66	13.24	31.43	37.57	9.03
	2	5.11	17.20	3.01	2.58	2.53	2.98	1.50	1.57	5.14	4.35	1.87	1.09	21.48	5.11
	3	7.73	11.90	3.43	0.50	1.36	0.58	1.28	0.61	6.13	0.91	2.72	0.54	12.28	1.00
	4	9.18	0.43	11.30	0.55	5.17	0.60	1.31	0.56	9.12	0.36	1.31	0.38	9.49	0.34
	5	9.18	4.81	18.51	0.53	20.05	0.45	7.17	0.50	15.52	0.51	5.91	0.40	9.44	0.24
	6	9.35	6.01	25.10	0.51	28.75	0.79	24.27	0.51	17.74	0.45	9.95	0.30	9.82	0.20
	7	9.00	6.45	24.38	0.57	40.00	0.43	50.96	0.44	18.63	0.37	23.73	0.30	9.85	0.17
	8	8.97	5.96	25.81	0.50	40.00	0.59	58.57	0.45	19.49	0.22	29.40	0.31	9.70	0.24
2	1	0.94	10.61	0.70	3.64	0.60	1.56	0.655	7.05	0.45	3.29	0.63	5.75	9.45	6.14
	2	1.62	26.00	1.90	25.90	1.104	40.41	1.37	51.59	12.53	17.39	12.49	35.50	28.88	9.01
	3	1.15	7.54	1.30	2.06	1.00	1.38	0.78	7.11	1.11	2.85	12.49	4.16	15.13	5.08
	4	2.04	1.50	0.70	0.53	0.68	0.78	0.88	0.61	1.49	1.50	0.87	0.72	1.45	0.96
	5	5.98	0.10	0.55	0.33	0.64	0.44	0.80	0.52	0.68	0.38	1.01	0.75	1.83	0.71
	6	8.35	0.14	0.60	0.28	0.65	0.47	0.70	0.38	0.63	0.14	0.62	0.28	1.86	0.00
	7	9.84	0.14	0.50	0.33	0.64	0.45	0.73	0.43	0.78	0.10	0.66	0.14	6.13	0.00
	8	9.84	0.17	0.42	0.30	0.57	0.43	0.69	0.38	3.52	0.10	0.65	0.17	8.78	0.00
3	1	0.38	2.84	0.22	0.95	0.45	0.86	0.64	0.73	0.20	1.24	0.43	0.73	0.31	1.96
	2	0.22	11.09	0.43	2.03	0.58	1.34	0.72	23.27	0.45	10.02	0.60	17.90	6.17	8.99
	3	1.36	23.95	1.24	26.93	1.50	40.27	1.34	57.01	11.40	18.04	11.95	35.29	26.84	9.23
	4	0.94	7.63	0.92	1.58	0.87	1.46	0.77	15.70	0.86	4.90	0.75	12.02	15.98	5.76
	5	1.19	4.39	0.97	0.90	0.92	0.76	0.83	0.67	1.01	1.45	0.88	0.74	0.98	0.92
	6	4.17	0.67	0.37	0.30	0.47	0.37	0.87	0.67	1.32	0.95	0.90	0.78	1.01	0.97
	7	3.58	0.52	0.40	0.20	0.60	0.38	0.80	0.56	0.28	0.00	0.93	0.78	0.91	0.87
	8	4.29	0.00	0.36	0.14	0.57	0.31	0.71	0.36	0.26	0.00	0.91	0.72	8.78	0.00
4	1	0.26	1.44	0.10	0.94	0.26	0.83	0.58	0.73	0.00	0.98	0.47	0.80	0.00	0.97
	2	0.26	3.10	0.20	0.95	0.42	0.87	0.58	0.65	0.00	1.42	0.54	0.78	0.37	5.26
	3	0.34	9.65	0.40	9.8	0.55	1.47	0.70	38.35	0.44	16.38	0.58	30.07	10.91	8.92
	4	1.23	22.56	0.82	26.74	1.50	40.71	1.31	55.44	12.03	18.33	10.94	36.55	26.89	9.53
	5	1.24	8.06	0.90	1.60	0.86	1.58	0.82	32.10	0.87	7.73	0.79	20.42	12.69	6.15
	6	0.99	2.51	0.96	0.88	0.97	0.80	0.82	0.70	0.97	1.30	0.86	0.74	0.95	1.40
	7	1.03	1.69	0.90	0.81	0.98	0.80	0.83	0.67	1.00	1.00	0.92	0.78	0.00	0.99
	8	0.47	1.38	0.31	0.14	0.50	0.22	0.85	0.66	1.06	0.95	0.96	0.81	1.01	0.99
5	1	0.30	1.38	0.00	1.00	0.17	0.84	0.51	0.67	0.00	1.00	0.36	0.83	0.00	0.98
	2	0.00	1.29	0.00	0.95	0.17	0.88	0.47	0.71	0.00	1.06	0.44	0.87	0.17	1.40
	3	0.00	5.50	0.20	1.05	0.38	0.87	0.60	0.66	0.20	1.39	0.60	4.07	0.14	9.42
	4	0.31	9.57	0.46	20.00	0.52	20.65	0.70	47.52	0.41	18.26	0.61	31.72	0.14	9.47
	5	1.23	21.8	1.44	25.95	1.62	41.79	0.70	58.52	11.01	18.19	11.86	35.80	23.95	9.34
	6	0.97	11.27	0.92	2.82	0.84	5.14	0.61	22.88	0.93	7.64	0.78	24.67	13.68	6.40
	7	0.99	2.39	0.97	0.90	0.92	0.78	0.66	0.45	0.98	1.13	0.84	0.77	0.17	0.97
	8	1.00	1.17	1.00	0.94	0.98	0.81	0.79	0.39	0.99	1.04	0.87	0.78	0.99	0.96

Tablo 15. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 100 Olduğunda Perron (2006) Test RMSE Tablosu

100		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	3.07	34.21	1.82	21.14	3.59	25.63	2.92	42.47	18.73	15.51	18.18	30.97	43.33	20.27
	2	1.59	1.69	1.50	1.51	1.45	1.59	1.59	1.44	1.71	2.07	1.76	2.03	14.84	3.00
	3	1.64	0.92	1.72	0.96	1.81	1.00	1.91	0.93	1.76	0.98	1.89	1.03	5.58	0.97
	4	2.08	1.08	1.58	0.97	2.59	1.00	1.53	0.97	2.01	0.98	1.51	1.00	9.11	0.96
	5	1.94	1.00	1.82	1.00	1.34	1.00	1.63	1.00	1.79	0.98	1.63	1.00	3.66	1.00
	6	2.42	5.32	2.15	1.00	1.89	1.00	1.63	1.00	2.67	1.00	1.50	1.00	3.38	1.00
	7	2.01	1.00	1.64	1.00	1.83	1.00	1.97	1.00	2.86	1.00	1.70	1.00	5.54	1.00
	8	1.53	1.00	1.47	1.00	2.61	1.00	1.26	1.00	2.23	1.00	1.53	1.00	2.39	1.00
2	1	1.00	1.84	0.98	1.64	0.92	1.66	0.93	1.04	0.94	1.80	0.94	3.17	6.58	1.08
	2	2.23	38.46	1.03	22.99	2.63	23.94	2.64	35.11	20.86	17.32	19.61	31.93	45.57	10.41
	3	0.94	2.54	1.00	1.77	0.98	1.30	0.97	1.43	0.93	1.50	1.02	1.40	10.85	2.82
	4	0.92	0.98	1.000	0.97	0.98	0.95	0.96	0.94	1.00	0.93	0.97	0.96	1.00	0.98
	5	0.95	0.96	0.95	0.98	1.11	0.98	1.01	1.00	0.96	0.98	0.98	0.96	0.96	0.98
	6	0.90	1.00	1.03	1.00	0.96	1.00	0.93	1.00	0.92	1.00	1.02	1.00	1.03	0.97
	7	0.91	1.00	0.98	1.00	0.96	1.00	0.94	1.00	0.91	1.00	0.92	1.00	10.00	0.95
	8	0.92	1.00	0.94	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	0.92	1.00	1.00	1.00	0.98	1.00
3	1	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00	0.97	1.00	0.93	1.00	1.08	1.00	1.00	1.00	0.97
	2	0.97	4.02	0.97	1.77	1.00	1.56	1.00	1.63	0.97	1.78	0.98	1.64	9.24	1.78
	3	2.63	36.37	2.97	24.09	1.72	20.08	2.22	35.04	19.22	16.70	23.02	34.81	41.51	10.67
	4	0.98	1.14	0.97	1.69	0.97	1.63	0.98	3.32	0.98	1.95	0.98	1.53	9.66	1.86
	5	1.00	0.96	0.97	0.98	1.00	0.93	0.97	0.92	0.97	0.96	1.01	0.95	1.00	0.97
	6	0.98	0.98	0.98	0.98	0.97	0.96	0.97	1.01	1.00	1.00	1.00	0.98	0.97	0.96
	7	0.97	1.00	1.00	1.00	0.98	0.98	0.98	0.98	1.00	1.00	0.98	1.00	0.98	0.98
	8	0.97	1.00	0.97	1.00	0.96	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00
4	1	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	1.00	0.98	0.98	0.98	0.98	1.00	0.94	0.98	0.98
	2	1.00	0.93	1.00	1.02	1.00	0.98	0.98	1.00	1.00	0.92	1.00	0.95	1.00	0.89
	3	1.00	1.24	1.00	2.20	1.00	2.26	1.00	1.87	0.98	1.39	1.00	1.42	6.70	2.33
	4	3.30	38.48	2.63	27.06	1.71	14.58	0.98	28.00	21.99	18.95	22.48	34.49	49.44	11.00
	5	1.00	3.40	1.00	1.89	1.00	1.34	1.00	2.24	1.00	1.42	1.00	1.45	11.05	2.87
	6	1.00	1.00	1.00	0.94	0.98	1.00	0.98	0.90	0.98	0.97	1.00	0.92	1.00	0.95
	7	1.00	0.98	0.98	1.00	1.00	0.98	1.00	0.94	1.00	1.00	1.00	0.98	1.00	0.96
	8	0.97	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.98	1.00	1.00	0.98	1.00
5	1	1.00	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00
	2	1.00	1.00	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00	0.97	1.00	0.98	1.00	0.98	0.98	0.94
	3	1.00	0.91	1.00	0.96	1.00	1.00	1.00	0.90	1.00	0.94	1.00	0.97	1.00	0.87
	4	1.00	2.16	1.00	1.62	1.00	0.98	1.00	1.58	1.00	1.67	1.00	1.38	13.63	2.85
	5	2.98	45.56	2.63	24.66	3.30	20.09	3.30	33.28	20.79	19.34	20.08	33.94	44.49	10.66
	6	1.00	5.24	1.00	1.44	1.00	2.15	1.00	3.93	1.00	1.56	1.00	2.00	13.15	4.20
	7	1.00	0.95	1.00	0.95	1.00	1.00	1.00	0.92	1.00	0.94	1.00	0.92	1.00	0.94
	8	1.00	1.01	1.00	1.00	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00	0.96

Tablo 5’te LP testinin küçük örneklemdaki performansı incelendiğinde; ilk ve ikinci kırılma başta olduğunda, LP testinin ilk kırılmayı kırılma büyüklüğü küçük olduğunda (1) ilk kırılmayı, ilk kırılmanın büyüklüğü yüksek olsa bile ikinci kırılmayı doğru bir şekilde tahmin edemediği görülmektedir. Benzer durum, ilk kırılma başta ikinci kırılma sonda, ilk kırılma ortada ikinci kırılma sonda olduğunda da geçerlidir. Her iki kırılma sonda olduğunda ise test iki kırılmayı da doğru şekilde tahmin edememektedir. Tüm durumlar için ilk kırılmanın ve ikinci kırılmanın büyüklüğü birbirine yakın olduğunda, ilk kırılma için mükemmel performans gösterse bile ikinci kırılmada testin yaptığı hata artmaktadır. Bu durumda, iki kırılma büyüklüğü birbirine yakınsa, test ikinci kırılmayı tahmin etmekte iyi performans göstermemektedir.

Tablo 6’da LS testinin performansı incelendiğinde; ilk kırılma başta olduğunda ikinci kırılmanın konumu fark etmeksizin her iki kırılma tarihinin büyüklüğü yüksek ve iki kırılma büyüklüğü arasındaki fark fazla olduğunda, test iyi performans sergilememektedir. Ancak kırılma büyüklükleri arasındaki fark yüksek olsa dahi iki kırılma büyüklüğü birbirine yakın olduğunda test iyi performans sergilememektedir.

Tablo 7’de Bai Perron (2003) testi yapısal kırılma tarihlerinden elde edilen RMSE değerleri yer almaktadır, yapılan simülasyon sonuçlarına göre bu RMSE değeri hiçbir durumda 0 veya 0’a yakın değerler almamakta ve ortalamada meydana gelen iki kırılma durumunda test iyi performans göstermemektedir.

Tablo 8’de Kapetanios (2005) testinden elde edilen yapısal kırılma tarihlerinin RMSE değeri yer almaktadır, LP test ve LS test sonuçlarına benzer şekilde ilk kırılma büyüklüğü ve ikinci kırılma büyüklüğü birbirine yakın değerler aldığında test iyi performans sergilememektedir. Diğer durumlarda test mükemmel yakın performans göstermektedir.

İki kırılma sonda olduğunda ve kırılma büyüklükleri yakın olduğunda, Perron (2006) testi denemesinde elde edilen kırılma tarihlerinin RMSE değeri diğer durumlara göre yüksektir. Test, bu durum dışında gerçek kırılma tarihlerine oldukça yakın değerleri tahmin etmektedir.

Tablo 16. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Lumsdaine & Papell (1997) Test RMSE Tablosu

250		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TS_1	TS_2	TS_1	TS_2	TS_1	TS_2	TS_1	TS_2	TS_1	TS_2	TS_1	TS_2	TS_1	TS_2
1	1	1.00	104.32	0.33	40.30	0.58	66.31	1.00	76.60	24.02	9.88	24.27	71.04	96.65	25.00
	2	4.76	62.20	1.15	1.00	1.29	0.00	0.81	13.39	1.41	0.00	24.25	13.36	128.01	21.67
	3	25.00	88.63	0.57	0.00	0.57	0.00	53.27	12.00	1.63	0.00	30.00	12.00	105.86	17.47
	4	25.00	85.53	0.57	0.00	0.00	0.00	56.0	12.00	0.57	0.00	38.10	12.00	118.21	14.78
	5	25.00	77.06	0.58	0.00	0.57	0.00	55.71	13.07	0.81	0.00	37.54	12.00	126.44	12.34
	6	25.00	84.78	0.00	0.00	2.30	0.00	46.18	12.70	0.00	0.00	45.97	12.00	103.43	12.67
	7	25.00	99.17	0.57	0.00	0.00	0.00	65.05	12.00	0.00	0.00	53.92	12.00	115.02	12.34
	8	25.00	95.26	2.64	0.00	0.00	0.00	39.84	12.34	0.00	0.00	44.69	12.00	115.30	12.00
2	1	2.30	61.87	0.00	2.94	0.00	0.57	0.58	15.38	0.00	0.00	0.00	13.72	94.22	25.00
	2	0.00	66.35	1.15	49.15	0.00	38.90	0.00	67.73	36.16	41.31	24.82	68.78	109.62	25.00
	3	0.00	14.57	0.00	1.29	0.00	0.58	0.00	77.52	0.00	1.15	32.91	58.70	119.87	25.00
	4	0.81	64.69	0.00	0.00	0.00	0.00	0.57	12.35	0.00	0.00	0.00	12.00	104.72	25.33
	5	24.67	66.25	0.57	0.00	0.00	0.00	0.58	14.07	0.00	0.00	1.29	12.34	120.25	21.55
	6	25.00	57.09	0.00	0.00	0.00	0.00	2.44	13.34	0.00	0.00	1.54	12.00	106.99	22.13
	7	24.67	87.34	0.00	0.00	0.00	0.00	1.30	12.00	0.00	0.00	0.57	12.34	115.69	12.34
	8	25.00	72.17	0.00	0.00	0.00	0.00	2.94	12.00	0.00	0.00	1.92	12.34	139.21	12.00
3	1	0.00	12.34	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.70	0.00	0.00	0.00	12.00	98.45	26.03
	2	0.00	13.58	0.00	1.82	0.00	1.29	0.00	13.77	0.00	0.00	0.00	12.02	119.03	25.00
	3	0.00	62.75	0.00	60.12	0.00	56.86	0.00	61.93	0.00	17.62	0.00	18.93	87.69	25.00
	4	0.00	76.17	0.00	4.04	0.00	0.00	0.00	13.02	0.00	0.00	0.00	13.36	109.91	25.00
	5	0.52	54.65	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.68	0.00	0.00	0.00	12.67	101.64	25.00
	6	0.00	21.76	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.34	0.00	0.00	0.00	12.00	101.94	25.00
	7	19.22	48.30	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.70	0.00	0.00	0.00	12.00	84.88	25.00
	8	25.00	64.91	0.00	0.00	0.00	0.00	0.57	12.34	0.00	0.00	0.00	12.00	100.12	25.00
4	1	0.57	12.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.34	0.00	0.00	0.00	12.00	120.60	25.00
	2	0.57	11.67	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.67	0.00	0.00	0.00	13.02	89.87	25.00
	3	0.00	12.00	0.00	3.51	0.00	0.57	0.00	60.33	0.00	0.00	0.00	12.70	88.42	25.00
	4	0.00	90.37	0.00	70.11	0.00	28.18	0.00	47.89	63.23	50.00	43.30	70.54	78.90	25.00
	5	0.00	74.09	0.00	1.15	0.00	0.00	0.00	56.28	0.00	0.57	0.00	15.15	107.37	25.00
	6	0.00	17.68	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.00	0.00	0.0	0.00	12.00	56.75	25.00
	7	0.00	47.79	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.34	0.00	0.0	0.00	12.00	96.74	25.00
	8	0.00	56.96	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.70	0.00	0.0	0.00	12.00	112.17	25.00
5	1	1.15	11.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.00	0.00	0.0	0.00	12.70	102.19	25.00
	2	0.57	12.78	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.00	0.00	0.0	0.00	13.69	101.29	25.00
	3	0.00	11.68	0.00	0.58	0.00	0.00	0.00	12.34	0.00	0.0	0.00	13.46	82.90	25.00
	4	0.00	12.34	0.00	1.63	0.00	4.20	0.00	91.37	0.00	0.57	0.00	12.34	90.43	25.00
	5	0.00	92.55	0.00	18.91	0.00	46.47	0.00	62.12	38.33	4.15	21.93	59.90	83.53	25.00
	6	0.00	13.46	0.00	1.00	0.00	1.29	0.00	12.34	0.00	0.00	0.00	12.68	120.88	25.00
	7	0.00	56.92	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.00	0.00	0.00	0.00	12.70	91.04	25.00
	8	0.00	16.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	12.00	0.00	0.00	0.00	13.07	101.17	25.00

Tablo 18. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Bai & Perron (2003) Test RMSE Tablosu

250		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	57.52	76.95	60.95	66.27	57.19	91.66	53.28	131.32	48.84	57.42	46.85	88.29	71.45	55.79
	2	44.65	60.35	68.86	60.60	86.84	69.93	92.04	108.02	48.2	46.13	58.42	83.97	67.46	40.52
	3	24.28	21.41	70.23	17.26	119.78	16.10	156.86	22.66	44.78	16.75	90.98	21.00	43.56	17.93
	4	22.49	10.44	71.68	9.50	121.82	10.26	168.68	9.22	47.34	9.94	96.03	9.13	24.2	11.18
	5	23.17	10.49	72.59	10.08	121.88	9.71	168.68	8.73	47.10	9.67	95.79	8.57	20.95	8.64
	6	23.22	10.48	73.08	10.43	122.55	9.90	170.01	8.05	46.91	9.37	95.46	8.42	20.82	8.52
	7	23.53	10.73	73.05	10.31	122.25	9.62	170.60	8.70	47.58	9.92	96.25	8.96	20.47	8.21
	8	23.26	10.47	72.87	10.19	122.35	9.73	170.59	8.58	47.53	9.84	95.87	8.68	21.03	8.64
2	1	12.86	33.63	32.10	64.58	21.44	110.69	23.07	154.17	11.09	40.55	20.10	88.52	18.08	17.03
	2	19.48	36.09	8.78	63.77	18.13	110.83	6.95	164.07	14.05	40.98	10.27	88.89	26.98	28.94
	3	17.89	32.89	21.85	62.96	34.76	108.09	24.78	157.06	17.38	41.51	11.84	89.88	14.91	17.83
	4	22.10	23.33	58.71	44.15	87.77	77.63	91.21	112.74	23.75	32.84	54.94	73.60	22.18	16.91
	5	21.39	19.19	72.43	10.07	120.33	22.97	152.55	18.58	44.04	15.68	85.20	39.86	23.59	13.25
	6	22.93	10.20	72.60	9.99	122.02	9.70	167.61	8.74	47.05	9.92	94.47	8.45	20.41	10.24
	7	22.74	10.07	72.52	9.94	122.06	9.51	170.49	8.57	46.60	9.13	96.08	8.89	20.16	8.30
	8	23.49	10.63	72.92	10.23	121.98	9.43	171.01	8.88	47.04	9.52	95.98	8.85	21.36	9.00
3	1	12.50	27.14	23.98	61.99	30.13	112.29	6.45	152.75	7.00	41.08	11.34	9.59	5.89	16.99
	2	3.73	14.94	7.92	64.66	3.77	114.77	5.75	164.28	4.37	40.61	4.95	91.30	5.78	17.12
	3	3.16	14.72	3.15	64.34	2.74	114.69	3.77	164.66	3.89	40.39	3.21	89.90	4.77	16.28
	4	3.53	15.41	4.46	65.28	4.06	115.46	4.25	165.52	4.37	40.82	4.35	90.65	5.64	17.20
	5	10.45	14.31	26.38	60.86	22.05	113.33	30.00	152.90	8.92	40.19	10.65	9.26	18.32	17.23
	6	19.61	11.07	58.65	40.63	89.47	79.67	89.46	107.82	28.22	33.96	45.02	79.67	5.67	16.05
	7	21.80	10.04	72.55	9.98	119.45	22.71	160.87	25.27	44.12	15.18	86.82	38.49	13.89	12.76
	8	22.47	9.76	72.76	10.20	122.01	9.48	167.69	8.23	47.35	9.80	92.65	21.69	17.85	9.88
4	1	12.50	13.56	32.57	59.30	37.14	110.90	25.14	148.71	8.02	41.03	4.82	91.15	5.65	16.88
	2	5.56	15.22	3.86	65.25	4.38	116.21	4.37	164.15	4.95	41.65	5.59	91.97	5.41	17.31
	3	3.44	15.19	3.58	65.18	3.04	115.06	2.85	164.69	4.30	40.90	4.08	90.43	5.39	17.26
	4	2.79	14.81	3.12	64.76	2.62	114.59	2.65	164.40	3.14	40.08	2.90	89.84	4.32	16.15
	5	3.04	15.14	2.77	64.75	2.99	114.91	2.80	164.88	4.31	40.87	4.25	91.04	4.96	16.87
	6	4.36	15.70	4.56	66.39	4.21	115.91	4.25	166.04	4.99	41.47	4.84	9.06	5.27	16.84
	7	13.82	13.05	25.11	61.85	38.40	109.72	24.91	157.71	4.76	41.43	14.68	91.33	5.13	16.61
	8	19.61	10.47	64.22	31.43	90.82	77.94	89.03	123.64	25.09	34.81	40.54	82.81	5.10	16.17
5	1	14.05	13.64	32.61	59.75	27.90	113.11	17.68	134.22	8.79	41.52	4.73	91.14	4.37	15.92
	2	7.10	15.68	8.47	65.63	4.04	115.93	4.99	134.81	4.24	40.86	4.80	91.57	5.11	16.73
	3	4.64	16.06	4.05	65.84	3.94	115.77	3.82	165.88	4.65	41.42	4.84	91.70	5.39	17.06
	4	2.50	14.47	3.09	65.01	2.68	114.69	2.46	164.59	3.79	40.58	3.75	90.59	5.06	17.05
	5	2.58	14.46	2.42	64.42	2.37	114.51	1.90	164.10	2.82	39.76	2.76	89.66	4.12	16.19
	6	3.17	15.16	2.65	64.75	2.75	114.80	2.89	164.89	4.19	41.07	3.46	90.34	4.80	16.69
	7	3.71	15.69	4.55	66.43	4.21	115.93	4.16	165.91	4.28	41.06	4.43	90.91	5.02	16.60
	8	6.51	16.15	12.69	65.27	4.08	115.87	4.57	165.32	5.00	41.74	5.00	91.43	5.09	17.05

Tablo 19. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Kapetanios (2005) Test RMSE Tablosu

250		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	57.52	76.95	60.95	66.27	57.19	91.66	53.28	131.32	48.84	57.42	46.85	88.29	71.45	55.79
	2	44.65	60.35	68.86	60.60	86.84	69.93	92.04	108.02	48.2	46.13	58.42	83.97	67.46	40.52
	3	24.28	21.41	70.23	17.26	119.78	16.10	156.86	22.66	44.78	16.75	90.98	21.00	43.56	17.93
	4	22.49	10.44	71.68	9.50	121.82	10.26	168.68	9.22	47.34	9.94	96.03	9.13	24.2	11.18
	5	23.17	10.49	72.59	10.08	121.88	9.71	168.68	8.73	47.10	9.67	95.79	8.57	20.95	8.64
	6	23.22	10.48	73.08	10.43	122.55	9.90	170.01	8.05	46.91	9.37	95.46	8.42	20.82	8.52
	7	23.53	10.73	73.05	10.31	122.25	9.62	170.60	8.70	47.58	9.92	96.25	8.96	20.47	8.21
	8	23.26	10.47	72.87	10.19	122.35	9.73	170.59	8.58	47.53	9.84	95.87	8.68	21.03	8.64
2	1	12.86	33.63	32.10	64.58	21.44	110.69	23.07	154.17	11.09	40.55	20.10	88.52	18.08	17.03
	2	19.48	36.09	8.78	63.77	18.13	110.83	6.95	164.07	14.05	40.98	10.27	88.89	26.98	28.94
	3	17.89	32.89	21.85	62.96	34.76	108.09	24.78	157.06	17.38	41.51	11.84	89.88	14.91	17.83
	4	22.10	23.33	58.71	44.15	87.77	77.63	91.21	112.74	23.75	32.84	54.94	73.60	22.18	16.91
	5	21.39	19.19	72.43	10.07	120.33	22.97	152.55	18.58	44.04	15.68	85.20	39.86	23.59	13.25
	6	22.93	10.20	72.60	9.99	122.02	9.70	167.61	8.74	47.05	9.92	94.47	8.45	20.41	10.24
	7	22.74	10.07	72.52	9.94	122.06	9.51	170.49	8.57	46.60	9.13	96.08	8.89	20.16	8.30
	8	23.49	10.63	72.92	10.23	121.98	9.43	171.01	8.88	47.04	9.52	95.98	8.85	21.36	9.00
3	1	12.50	27.14	23.98	61.99	30.13	112.29	6.45	152.75	7.00	41.08	11.34	9.59	5.89	16.99
	2	3.73	14.94	7.92	64.66	3.77	114.77	5.75	164.28	4.37	40.61	4.95	91.30	5.78	17.12
	3	3.16	14.72	3.15	64.34	2.74	114.69	3.77	164.66	3.89	40.39	3.21	89.90	4.77	16.28
	4	3.53	15.41	4.46	65.28	4.06	115.46	4.25	165.52	4.37	40.82	4.35	90.65	5.64	17.20
	5	10.45	14.31	26.38	60.86	22.05	113.33	30.00	152.90	8.92	40.19	10.65	9.26	18.32	17.23
	6	19.61	11.07	58.65	40.63	89.47	79.67	89.46	107.82	28.22	33.96	45.02	79.67	5.67	16.05
	7	21.80	10.04	72.55	9.98	119.45	22.71	160.87	25.27	44.12	15.18	86.82	38.49	13.89	12.76
	8	22.47	9.76	72.76	10.20	122.01	9.48	167.69	8.23	47.35	9.80	92.65	21.69	17.85	9.88
4	1	12.50	13.56	32.57	59.30	37.14	110.90	25.14	148.71	8.02	41.03	4.82	91.15	5.65	16.88
	2	5.56	15.22	3.86	65.25	4.38	116.21	4.37	164.15	4.95	41.65	5.59	91.97	5.41	17.31
	3	3.44	15.19	3.58	65.18	3.04	115.06	2.85	164.69	4.30	40.90	4.08	90.43	5.39	17.26
	4	2.79	14.81	3.12	64.76	2.62	114.59	2.65	164.40	3.14	40.08	2.90	89.84	4.32	16.15
	5	3.04	15.14	2.77	64.75	2.99	114.91	2.80	164.88	4.31	40.87	4.25	91.04	4.96	16.87
	6	4.36	15.70	4.56	66.39	4.21	115.91	4.25	166.04	4.99	41.47	4.84	9.06	5.27	16.84
	7	13.82	13.05	25.11	61.85	38.40	109.72	24.91	157.71	4.76	41.43	14.68	91.33	5.13	16.61
	8	19.61	10.47	64.22	31.43	90.82	77.94	89.03	123.64	25.09	34.81	40.54	82.81	5.10	16.17
5	1	14.05	13.64	32.61	59.75	27.90	113.11	17.68	134.22	8.79	41.52	4.73	91.14	4.37	15.92
	2	7.10	15.68	8.47	65.63	4.04	115.93	4.99	134.81	4.24	40.86	4.80	91.57	5.11	16.73
	3	4.64	16.06	4.05	65.84	3.94	115.77	3.82	165.88	4.65	41.42	4.84	91.70	5.39	17.06
	4	2.50	14.47	3.09	65.01	2.68	114.69	2.46	164.59	3.79	40.58	3.75	90.59	5.06	17.05
	5	2.58	14.46	2.42	64.42	2.37	114.51	1.90	164.10	2.82	39.76	2.76	89.66	4.12	16.19
	6	3.17	15.16	2.65	64.75	2.75	114.80	2.89	164.89	4.19	41.07	3.46	90.34	4.80	16.69
	7	3.71	15.69	4.55	66.43	4.21	115.93	4.16	165.91	4.28	41.06	4.43	90.91	5.02	16.60
	8	6.51	16.15	12.69	65.27	4.08	115.87	4.57	165.32	5.00	41.74	5.00	91.43	5.09	17.05

Tablo 20. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğunda Perron (2006) Test RMSE Tablosu

250		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	0.94	91.54	9.58	56.27	1.09	53.66	9.91	111.18	56.14	44.47	49.162	76.59	100.68	25.16
	2	1.76	1.20	1.93	5.59	2.21	1.91	1.83	1.59	2.25	1.94	1.61	1.56	1.32	1.18
	3	1.24	1.00	1.14	1.16	1.34	1.04	1.04	0.92	2.26	0.94	1.71	1.00	1.77	0.97
	4	2.40	1.00	1.71	1.00	2.33	1.00	1.22	1.00	1.32	1.00	1.34	1.00	1.65	0.94
	5	1.41	1.00	1.71	1.00	1.61	1.00	2.20	1.00	1.58	1.00	1.46	1.00	1.65	1.00
	6	1.16	1.00	1.44	1.00	2.89	1.00	2.06	1.00	1.71	1.00	1.00	1.00	2.07	1.00
	7	0.89	1.00	1.67	1.00	1.61	1.00	2.51	1.00	1.34	1.00	1.18	1.00	2.36	1.00
	8	1.50	1.00	1.26	1.00	1.43	1.00	1.70	1.00	1.92	1.00	1.46	1.00	1.04	1.00
2	1	1.04	0.97	0.94	1.97	0.97	1.71	0.97	1.39	0.97	1.24	0.97	1.94	0.97	1.09
	2	0.97	94.05	5.68	54.72	0.89	55.88	1.00	95.45	51.51	41.13	52.00	70.10	117.01	25.85
	3	0.94	1.37	1.00	1.34	0.97	2.36	1.024	1.51	1.02	2.00	0.92	1.20	1.00	1.28
	4	0.97	1.09	0.94	1.04	0.97	0.97	1.04	0.97	0.92	0.94	1.02	1.07	1.09	0.94
	5	0.97	1.00	0.92	1.00	0.97	1.00	0.92	1.00	1.00	1.00	0.94	1.00	0.97	1.00
	6	0.97	1.00	0.97	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	1.04	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00
	7	0.97	1.00	0.92	1.00	0.97	1.0	1.18	1.00	0.97	1.00	1.02	1.00	1.04	1.00
	8	0.92	1.00	0.89	1.00	0.92	1.00	1.00	1.00	0.94	1.00	0.94	1.00	1.04	1.00
3	1	1.00	1.09	1.00	1.07	1.00	0.97	1.00	0.89	1.00	1.02	0.97	1.04	1.00	1.11
	2	1.00	1.8	0.94	1.09	0.97	1.37	0.94	1.00	1.00	0.92	1.00	1.26	1.00	1.18
	3	5.67	103.64	5.67	58.38	1.00	53.77	9.72	94.48	48.93	41.01	52.82	83.99	109.41	26.00
	4	1.00	1.16	1.00	2.01	1.00	1.53	1.00	2.08	1.00	1.32	0.97	1.26	1.00	0.97
	5	1.00	1.14	1.00	0.97	1.07	0.94	1.00	1.04	0.97	0.8	0.97	0.97	0.97	0.92
	6	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00
	7	1.00	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00
	8	0.97	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	1.07	1.00	0.97	1.00	0.97	1.00
4	1	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00
	2	1.00	0.89	1.00	1.00	1.00	0.92	1.00	0.97	1.00	0.97	1.00	0.97	1.00	1.07
	3	1.00	1.14	1.00	1.39	1.00	2.40	1.00	1.43	1.00	1.61	1.00	1.24	1.00	0.97
	4	1.00	103.3	5.67	51.03	1.00	44.91	1.00	84.08	52.54	41.41	54.23	85.00	1.00	25.34
	5	1.00	1.04	1.00	1.83	1.00	1.56	1.00	1.02	1.00	2.03	1.00	1.54	1.00	1.14
	6	1.00	0.94	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.92	1.00	0.94	1.00	1.00	1.00	0.97
	7	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	8	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
5	1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	2	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.07	1.00	1.00	1.00	1.00
	3	1.00	0.92	1.00	1.04	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.14	1.00	1.00	1.00	0.97
	4	1.00	2.02	1.00	1.59	1.00	1.16	1.00	2.73	1.00	1.53	1.00	1.07	1.00	0.97
	5	1.00	97.68	5.67	70.07	5.67	62.51	7.96	84.79	53.96	43.46	43.38	70.59	111.12	26.00
	6	1.00	1.11	1.00	1.58	1.00	1.14	1.00	1.41	1.00	0.94	1.00	1.51	1.00	1.14
	7	1.00	0.97	1.00	1.02	1.00	0.94	1.00	0.97	1.00	0.97	1.00	0.97	1.00	0.97
	8	1.00	0.97	1.00	0.94	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00	1.00	0.97	1.00	1.00

Örneklem sayısı 250'ye çıkarıldığında Tablo 10'da 1000 denemede LP testinin kırılma tarihlerinden elde edilen RMSE sonuçları yer almaktadır. Buna göre ilk kırılma tarihi başta veya ortada, ikinci kırılma ise başta veya sonda olduğunda ve ilk kırılmanın büyüklüğü küçük olduğu durumlarda test her iki kırılmanın tahmininde de iyi performans sergileyememektedir. Özellikle her iki kırılma da sonda iken kırılma büyüklüğü hangi değerleri alırsa alsın test gerçek kırılma noktasını veya gerçek kırılma noktasına yakın değerleri tahmin edememektedir. Örneklem boyutunun 100 olduğu tablo 4 ile karşılaştırıldığında ise bu hataların örneklem arttıkça arttığı görülmektedir. Bahsedilen bu durumlar dışında test kırılma tarihini tüm denemelerde doğru şekilde tahmin etmekte ve mükemmel performans göstermektedir.

Tablo 11'da ise LS testinin sonuçları yer almaktadır. Testin performansı, ilk kırılmanın büyüklüğü çok küçükken zayıftır. Bu, tablo 5'teki sonuçlar ile karşılaştırıldığında örneklem arttıkça testin yaptığı hatanın arttığı gözlemlenmektedir. Buna ek olarak ilk kırılma büyüklüğü ile ikinci kırılma büyüklüğü birbirine yakın olduğunda, ilk kırılma veri kırılma noktasına yakın tahmin edilse bile ikinci kırılma tahmininde testin performansı düşmektedir.

Bai & Perron testi sonuçlarına göre ise örneklem sayısı arttığında tüm kırılma noktalarında RMSE değeri artmakta ve testi performansının zayıf olduğu görülmektedir.

Kapetanios (2005) sonuçları incelendiğinde ise ilk kırılma büyüklüğü küçük olduğunda test bu kırılmayı tahmin etmekte fazla hata yaparken, ikinci kırılmayı tahmin etmekteki performansı mükemmele yakındır. Kapetanios testin performansı, bahsedilen bu istisnai durum dışında her iki kırılma için de güçlüdür.

Perron (2006) testi ise, veri kırılma noktasına oldukça yakın noktaları tahmin etmekte ve ilk kırılma büyüklüğü çok küçük olduğunda bile iyi sonuç göstermektedir.

Tablo 21. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda LP (1997) Test RMSE Tablosu

500		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	0.00	257.91	0.00	101.55	0.00	10.41	0.58	190.18	42.72	60.84	98.14	70.10	194.52	50.33
	2	27.14	95.47	0.53	2.58	0.00	1.91	1.15	136.00	0.00	0.00	0.58	25.72	202.05	40.66
	3	42.58	103.08	0.00	0.00	1.82	0.00	1.16	25.27	0.00	0.00	1.14	25.03	236.80	34.86
	4	49.66	162.35	0.52	0.00	0.53	0.00	4.08	25.90	0.00	0.00	2.88	26.05	223.63	26.74
	5	50.7	150.69	0.63	0.00	0.81	0.00	4.54	24.68	0.00	0.00	7.01	24.33	198.27	24.00
	6	50.00	155.07	0.00	0.00	1.82	0.00	95.77	24.35	0.00	0.00	71.59	25.36	222.19	24.00
	7	50.00	177.26	0.44	0.00	0.57	0.00	89.55	24.00	0.00	0.00	84.53	25.68	230.62	24.68
	8	50.00	135.85	0.81	0.00	0.00	0.00	103.08	24.00	0.00	0.00	95.26	24.00	234.15	25.36
2	1	0.00	25.01	0.00	0.53	0.00	0.00	0.00	26.15	0.00	0.00	0.00	25.03	150.12	50.33
	2	1.15	151.66	0.00	45.67	0.00	75.07	0.00	138.68	53.69	76.31	105.98	67.05	305.86	49.66
	3	0.57	25.01	0.00	1.82	0.00	0.00	0.00	25.40	0.81	1.74	0.00	28.38	202.60	50.00
	4	0.85	25.69	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.57	1.29	24.00	222.29	50.33
	5	48.68	133.70	0.00	0.00	0.00	0.00	0.58	24.33	0.00	0.00	0.00	25.35	195.84	50.33
	6	50.00	171.86	0.00	0.00	0.00	0.00	5.78	24.33	0.00	0.00	1.15	25.33	231.65	36.13
	7	50.00	176.73	0.00	0.00	0.00	0.00	4.79	25.33	0.00	0.00	0.81	24.00	260.34	43.68
	8	50.00	160.92	0.00	0.00	0.00	0.00	2.08	24.00	0.00	0.00	2.88	24.00	224.60	24.68
3	1	0.00	23.67	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.35	0.00	0.00	0.58	24.00	210.89	51.34
	2	0.81	23.67	0.00	0.00	0.00	0.56	0.00	24.00	0.00	2.30	0.00	24.00	267.1	50.00
	3	0.00	100.81	0.00	108.32	0.00	114.20	0.00	204.24	0.00	60.12	121.52	24.00	204.08	50.00
	4	0.00	24.67	0.00	0.62	0.00	0.53	0.00	24.00	0.00	0.73	0.00	26.53	174.17	50.00
	5	0.00	25.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.58	25.40	0.00	0.00	0.00	24.00	191.58	50.00
	6	0.57	26.38	0.00	0.00	0.00	0.00	0.58	24.34	0.00	0.00	0.00	24.00	213.53	50.00
	7	26.56	199.56	0.00	0.00	0.00	0.00	1.16	24.00	0.00	0.00	0.00	24.00	173.93	50.00
	8	49.00	133.24	0.00	0.00	0.00	0.00	1.13	24.34	0.00	0.00	0.00	24.00	220.79	50.35
4	1	1.63	22.68	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	24.00	212.95	50.33
	2	0.00	24.68	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	24.00	165.77	50.00
	3	0.00	24.04	0.00	0.00	0.00	0.28	0.00	25.72	0.00	0.00	0.00	24.68	157.38	50.00
	4	0.00	95.81	0.00	59.46	0.00	87.17	0.00	215.01	78.10	82.38	94.14	124.50	215.10	50.00
	5	0.00	26.05	0.00	1.41	0.00	0.54	0.00	24.68	0.00	0.00	0.00	25.03	246.73	50.00
	6	0.00	25.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	25.40	199.70	50.00
	7	0.00	26.35	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	25.03	128.21	50.00
	8	0.57	27.53	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.52	24.56	212.48	50.00
5	1	2.94	24.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	24.56	215.54	50.67
	2	0.00	25.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	24.33	210.84	50.00
	3	0.00	24.38	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	25.36	0.00	0.00	0.00	24.33	192.59	50.67
	4	0.00	26.41	0.00	1.29	0.00	1.15	0.00	24.00	0.00	1.73	0.00	25.01	262.72	50.00
	5	0.00	112.39	0.00	99.70	0.00	140.45	0.00	135.85	80.25	83.27	106.74	164.92	188.61	50.00
	6	0.00	31.67	0.00	0.58	0.00	1.63	0.00	24.68	0.00	0.00	0.00	24.68	251.07	50.00
	7	0.00	23.35	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	24.67	251.73	50.00
	8	0.00	24.69	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	24.00	0.00	0.00	0.00	24.33	124.24	50.00

Tablo 22. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda Lee & Strazicich (2003) Test RMSE Tablosu

[illegible]

Tablo 23. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda Bai & Perron (2003) Test RMSE Tablosu

500		$\lambda_1 = 0.2$								$\lambda_1 = 0.5$				$\lambda_1 = 0.8$	
θ_1	θ_2	$\lambda_2 = 0.3$		$\lambda_2 = 0.5$		$\lambda_2 = 0.7$		$\lambda_2 = 0.9$		$\lambda_2 = 0.7$		$\lambda_2 = 0.9$		$\lambda_2 = 0.9$	
		TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	127.27	153.22	129.76	129.76	129.12	191.85	134.50	269.20	109.80	131.81	114.59	219.13	168.50	163.54
	2	130.45	126.55	145.82	114.95	174.35	168.13	207.03	228.28	97.92	109.14	123.30	171.89	151.43	110.41
	3	50.66	22.28	148.03	36.70	244.28	33.76	328.38	68.17	94.15	30.04	191.17	250.20	21.80	21.80
	4	48.60	10.91	148.11	10.57	247.69	10.33	345.54	10.80	97.84	10.44	196.28	9.33	46.41	9.96
	5	48.05	10.70	148.64	10.98	247.92	10.37	346.75	9.37	98.09	10.38	196.04	8.76	46.40	9.03
	6	48.82	11.04	148.71	10.99	248.36	10.64	346.36	8.99	97.57	10.02	196.28	8.97	46.76	9.34
	7	48.88	11.00	148.73	11.00	248.36	10.62	347.11	9.63	98.07	10.38	196.81	9.36	46.30	8.85
	8	49.18	11.29	149.09	11.19	248.62	0.79	346.67	9.15	98.30	10.58	196.18	8.88	46.87	9.36
2	1	16.02	48.24	20.99	138.62	28.18	236.97	49.66	335.68	12.33	88.36	20.45	189.03	38.40	45.47
	2	7.18	39.77	15.70	137.04	28.18	236.97	10.97	336.64	25.22	90.44	11.32	189.76	57.87	43.73
	3	23.27	58.32	29.05	134.38	35.65	237.21	50.04	332.34	21.51	93.22	20.75	189.17	58.44	57.71
	4	41.27	28.66	118.30	31.84	189.11	150.68	190.71	259.91	54.26	74.11	107.24	159.78	41.23	46.39
	5	46.48	11.78	147.49	14.77	246.382	25.56	338.23	50.01	92.63	21743	187.28	51.77	51.93	27.84
	6	48.82	11.01	148.64	10.93	247.74	10.24	346.64	9.36	98.44	10.75	195.23	21.11	46.21	10.35
	7	48.81	11.03	148.63	10.94	248.36	10.60	346.21	8.90	98.16	10.46	195.98	8.72	46.52	9.08
	8	48.87	11.00	148.71	10.84	248.52	10.75	346.78	9.40	98.27	10.56	196.53	9.04	46.99	9.40
3	1	18.11	36.86	36.31	136.05	35.12	236.58	6.88	335.12	10.94	90.37	19.24	189.95	6.34	41.55
	2	5.79	39.62	3.37	139.44	2.99	239.63	3.15	339.87	3.74	90.17	3.49	190.20	4.12	40.75
	3	2.39	39.28	2.36	139.30	2.52	239.40	2.19	339.01	2.77	89.42	2.77	189.23	3.97	40.14
	4	5.44	39.21	2.98	139.39	3.31	239.70	2.69	339.40	3.73	90.32	3.07	190.01	4.86	41.50
	5	19.35	34.17	29.74	137.00	25.22	239.11	34.32	334.98	4.45	90.81	4.16	190.62	5.72	41.56
	6	42.47	14.41	116.62	86.06	192.24	152.87	201.71	237.27	48.95	78.60	92.03	169.71	8.67	39.66
	7	47.86	10.62	148.41	10.84	244.15	42.49	339.43	49.07	91.23	31.33	181.20	74.93	29.91	31.73
	8	48.54	10.79	148.34	10.67	248.23	10.53	346.88	9.46	98.34	10.60	196.46	9.07	42.97	18.43
4	1	23.74	34.80	49.33	132.71	35.30	238.35	35.29	332.30	4.78	91.53	4.87	191.26	4.83	41.11
	2	5.39	39.57	2.91	139.86	3.58	240.46	2.95	339.75	4.06	90.71	4.15	190.98	3.27	41.00
	3	2.55	39.65	2.26	39.32	2.39	239.51	2.38	339.40	2.81	89.83	2.79	189.86	4.67	41.21
	4	1.93	39.10	2.06	139.10	2.06	239.00	2.41	339.13	2.51	89.35	2.33	189.40	3.87	40.27
	5	2.69	39.67	2.31	139.32	2.72	239.60	2.37	339.51	3.12	90.13	2.86	189.86	4.03	40.56
	6	3.33	40.15	3.18	140.15	3.45	240.38	3.32	340.42	4.23	90.55	3.86	190.67	4.97	41.64
	7	25.41	31.97	44.48	134.22	60.94	233.82	48.79	335.44	5.05	91.29	19.68	189.91	5.37	41.96
	8	44.60	13.86	131.85	65.22	178.34	167.21	198.82	254.95	52.88	76.14	73.89	177.89	7.50	41.86
5	1	33.68	28.74	57.57	129.93	65.37	231.97	49.38	330.93	31.00	90.50	4.37	19098	5.05	41.62
	2	8.82	39.36	3.84	140.59	3.69	240.70	3.64	340.51	3.93	90.36	4.04	190.82	4.06	40.80
	3	2.65	3.68	2.89	140.07	2.67	239.76	2.36	339.44	3.29	90.11	3.71	190.52	4.65	41.41
	4	2.47	39.47	2.19	139.30	1.91	239.22	1.77	339.11	2.92	89.85	2.42	189.54	3.94	40.85
	5	1.84	39.17	1.77	139.08	1.78	239.07	1.76	338.92	2.15	89.29	1.93	189.20	3.31	40.14
	6	1.96	39.16	1.97	139.30	2.72	239.32	2.03	339.31	2.87	89.83	2.50	189.56	4.27	41.28
	7	3.28	40.16	3.07	139.88	2.61	239.73	3.22	340.26	3.49	90.41	3.85	190.62	5.01	42.00
	8	10.24	39.15	3.77	140.71	3.99	240.83	3.79	340.91	4.71	91.41	4.87	191.79	5.20	42.00

Tablo 24. Ortalamada İki Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 500 Olduğunda Kapetanios (2005) Test RMSE Tablosu

500		$\lambda_1=0.2$								$\lambda_1=0.5$				$\lambda_1=0.8$	
		$\lambda_2=0.3$		$\lambda_2=0.5$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.7$		$\lambda_2=0.9$		$\lambda_2=0.9$	
θ_1	θ_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2	TB_1	TB_2
1	1	7.75	260.73	17.57	64.34	9.18	66.14	37.96	290.22	38.88	29.40	45.4	49.39	226.40	46.97
	2	9.07	3.38	1.80	0.85	1.34	0.14	2.00	0.00	1.85	1.25	1.00	1.00	0.00	1.00
	3	7.95	0.00	1.30	0.00	1.01	1.00	1.39	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4	4.62	0.00	1.44	0.64	1.09	0.00	1.59	0.00	0.84	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00
	5	5.30	0.00	1.45	0.00	1.35	0.00	1.99	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	1.08	0.00
	6	3.67	1.00	1.45	0.00	1.10	0.00	0.73	0.00	0.00	0.00	1.00	0.0	0.00	0.00
	7	49.74	0.00	1.56	1.00	1.03	0.00	0.73	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	8	50.00	0.00	2.86	0.00	1.52	0.00	1.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	1	0.43	31.00	0.53	0.00	0.36	1.00	0.96	0.00	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	1.00
	2	27.27	40.89	14.77	113.70	16.16	74.16	26.75	263.40	95.48	64.67	116.88	188.12	158.32	49.00
	3	3.15	1.00	0.57	0.00	0.90	1.00	0.87	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4	1.76	0.00	0.52	0.00	0.45	0.00	0.89	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	1.00	2.00
	5	1.06	0.00	0.38	0.00	0.42	0.00	0.28	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00
	6	1.41	0.00	0.59	0.00	0.42	0.00	0.91	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
	7	1.30	0.00	0.17	0.00	0.73	0.00	0.61	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
	8	2.24	0.00	0.44	0.00	0.69	0.00	0.77	0.00	0.00	0.00	0.96	0.00	1.00	0.00
3	1	0.34	1.00	0.67	1.00	0.91	1.00	0.57	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	1.00
	2	0.10	2.00	0.45	1.00	0.38	1.81	0.86	1.00	0.50	1.50	0.00	1.00	0.00	1.00
	3	9.39	44.97	5.04	112.39	0.00	250.00	6.05	233.04	70.69	76.29	0.00	200.00	0.00	50.00
	4	0.92	9.22	0.95	1.00	0.56	1.00	0.60	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	3.00
	5	1.00	2.00	0.98	1.00	0.86	1.00	0.73	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	6	0.50	0.00	0.80	0.00	0.40	0.00	0.67	1.00	0.00	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	7	0.54	0.00	0.30	0.00	0.91	0.00	0.67	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	2.00
	8	0.55	0.00	0.26	0.00	0.54	0.00	0.70	0.00	0.000	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	1	0.37	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.14	1.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00
	2	0.00	3.00	0.14	1.00	0.17	0.00	0.40	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	0.00
	3	0.22	2.00	0.36	1.00	0.60	1.00	0.60	1.00	0.00	0.000	0.00	2.00	0.00	0.00
	4	11.56	141.76	15.08	95.97	7.72	213.30	5.94	226.93	75.89	88.07	0.00	200.00	80.30	26.71
	5	0.01	1.00	0.93	0.99	0.72	0.00	0.56	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	2.00
	6	0.96	1.00	1.00	1.00	0.95	0.00	0.77	0.00	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
	7	1.00	2.00	1.00	1.00	0.98	1.00	0.98	1.00	1.00	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00
	8	0.10	0.00	0.17	0.00	0.10	0.00	0.99	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
5	1	0.48	1.00	0.00	1.00	0.10	1.00	0.26	0.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00
	2	0.00	1.00	0.00	0.00	0.33	0.00	0.24	0.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00
	3	0.00	1.00	0.00	1.00	0.30	1.00	0.87	1.00	1.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4	0.80	22.30	0.24	1.24	0.42	2.00	0.83	0.00	0.00	2.00	0.00	1.00	0.00	50.00
	5	9.45	48.69	2.63	149.27	33.20	247.24	17.57	345.88	99.27	69.29	107.04	199.00	0.00	50.00
	6	0.98	9.12	0.97	0.00	0.84	0.00	0.60	0.00	0.94	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00
	7	0.98	0.00	0.97	0.00	0.96	0.00	0.83	0.00	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.00
	8	1.00	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00	0.83	0.00	1.00	1.00	1.00	0.00	1.00	1.00

LP testi sonuçları örneklemin 250 olduğunda ortaya çıkan sonuçlar ile aynı olduğundan örneklem sayısı 500 olduğu durumda da aynı sonuçlar geçerlidir. Tablo 16’te yer alan LS test sonuçları incelendiğinde ilk kırılmanın başta ve kırılma büyüklüğü küçük olduğunda; ikinci kırılma ilk kırılma tarihine yakınken test her iki kırılma için iyi performans göstermemekle birlikte örneklem büyüklüğü arttıkça bu durumlar için yapılan hatanın arttığı görülmektedir. Ancak ikinci kırılma tarihi ilk kırılma tarihinden uzakta olduğunda test ikinci kırılma noktasını tahmin etmekte iyi performans göstermektedir. LS testinin ilk kırılma tarihi ile ikinci kırılma tarihi yakın olduğunda birinci kırılmayı tüm denemelerde doğru şekilde tahmin etse bile ikinci kırılma tahmininde hata yaptığı görülmektedir. Daha önce de belirtildiği gibi Bai & Perron (2003) testi küçük örneklemden az hata yaparken, örneklem büyüklüğü arttıkça testin hatasının arttığı Tablo 16’da da açıkça görülmektedir. Her iki kırılma tarihi başta ve birinci kırılma büyüklüğü çok küçük olduğu durum dışındaki diğer durumlarda Kapetanios (2005) testinin performansı iyidir. Perron (2006) testi de diğer örneklem boyutlarında olduğu gibi örneklem sayısı 500 olduğunda da veri kırılma noktasına çok yakın tahmin vermektedir.

Simülasyon sonuçlarına göre LP test kırılmanın konumuna karşı hassas iken LS test kırılma büyüklüklerine göre hassastır. Kapetanios test ve Perron test birbirlerine karşı belirgin bir üstünlük göstermemektedir ancak Kapetanios testinin örneklem büyüklüğüne karşı hassas olduğu görülmektedir. Kapetanios testi küçük örneklem ve küçük kırılma büyüklüklerinde daha fazla hata yaparken Perron testi küçük örneklemden iyi performans göstermektedir. Bai ve Perron testinin hatası diğer testlere göre oldukça yüksektir ve performansı iyi değildir.

Bir sonraki bölümde, Kapetanios (2005) ve Perron (2006) testi arasında daha net bir ayrıştırma yapabilmek için Türkiye reel döviz kuru serisi üzerinden ampirik bir uygulama yapılmıştır.



4. GÖRGÜL UYGULAMA: TÜRKİYE’NİN REEL DÖVİZ KURUNUN YAPISAL KIRILMALARININ BELİRLENMESİ

Ampirik çalışmada trend içermeyen reel döviz kuru üzerinden kesim parametresinde var olan kırılmalar tespit edilmiştir. Bu amaçla için Fred veri merkezinden 1994:01-2021:04 aralığında Türkiye’nin reel döviz kuru verisi kullanılmıştır



Şekil 2. Türkiye Reel Döviz Kuru Serisi

Çalışma boyunca ele alınan testlerin serideki yapısal kırılmaları tahmin edip etmediğini görmek amacıyla çoklu yapısal kırılma testleri RDK serisine uygulanmıştır, sonuçlar tablo 20’de yer almaktadır.

Tablo 20. Türkiye Reel Döviz Kuru İçin Yapısal Kırılma Test Sonuçları

	Test	Kırılma Sayısı	Kırılma 1	Kırılma 2	Kırılma 3	KKT
İki Yapısal Kırılma Testleri	LP (1997) Test	2	2010:11	2018:03		49404.056
	LS (2003) Test	2	2006:06	2017:04		30296.757
Çoklu Yapısal Kırılma Testleri	Bai ve Perron	2	2001:01	2002:01		49447.837
	(2003) Test	3	2001:01	2002:04	2003:09	48418.875
	Kapetanios	2	2004:11	2016:09		23188.583
	(2005) Test	3	1998:08	2004:11	2016:09	16084.895
	Perron (2006) Test	2	1998:08	2005:04		45185.927
		3	1998:07	2003:04	2007:02	43376.818

Sonuçlar incelendiğinde 3 kırılma durumunda Kapetanios testinin performansının, diğer testlere göre yüksek performans sergilediği görülmektedir. Testin tahmin ettiği yapısal kırılmaların 1998, 2004 ve 2015 sonrası gerçekleşen olaylar olduğu aşıkardır. Bu tarihler; 1997-1998 yılında Asya Krizi ve Rusya krizi sonucu dolar kurunun kasım sonunda 300 bin lirayı geçmesi, 2004 yılında TL'den altı sıfır atılması ile ekonomik düzelme evresine girilmesi, 2015 yılında gerçekleşen kalkışma sonrası TL'nin değer kaybetmesi olayları ile açıklanabilir.

İki yapısal kırılmayı tespit eden LP ve LP testlerinin genel bir test olmadığı açıktır, seride iki yapısal kırılma göz önüne alındığında dahi Kapetanios testinin performansı belirgin bir şekilde görülmektedir. Hem iki hem de ikiden fazla yapısal kırılma durumları değerlendirildiğinde Kapetanios testinin genel bir test olduğu sonucuna varılabilir.

Bir önceki bölümde yer alan simülasyon sonuçları Perron ve Kapetanios testlerinin diğer testlere göre iyi performans gösterdiği yönünde iken; simülasyonda yaratılan verilerin serisel korelasyon, değişen varyans gibi sorunlar içermediği hassasiyeti ile bakıldığında bu iki test arasındaki fark ortaya çıkmaktadır. Problemleri seride dahi Kapetanios testinin performansı güçlüdür. Çoklu yapısal kırılma testleri arasında performansı en zayıf olan test ise Bai ve Perron testidir.

SONUÇLAR

Çalışmada; tek kırılmayı tespit eden Zivot Andrews (1992), Baneerje, Lumsdaine ve Stock (1992), Andrews ve Ploberger (1994), Perron (1997) testleri ve hem tek yapısal kırılmayı hem de çoklu yapısal kırılmayı tespit eden Lumsdaine ve Papell, Bai ve Perron (2003), Lee ve Strazicich (2003), Kapetanios (2005), Perron (2006) testlerinin ortalamada meydana gelen yapısal kırılmayı tahmin etme güçleri karşılaştırılmıştır. Bu amaçla, Monte Carlo simülasyon denemeleri kullanılmıştır. Örneklem boyutu; tek kırılma karşılaştırılmalarında 50, 100, 250 ve 500 iki yapısal kırılmanın karşılaştırılmasında ise 100, 250 ve 500 olarak belirlenmiş ve testlerin birbirlerine göre performanslarını değerlendirmek için 1000 simülasyon denemesi yapılmıştır.

Mevcut literatürde tüm bu testlerin yapısal kırılma tahminlerinin performansını değerlendiren bir çalışma bulunmamaktadır. Bu eksikliği gidermek için önce ortalamada tek bir yapısal kırılmanın meydana geldiği, daha sonra ortalamada iki yapısal kırılmanın meydana geldiği $iidN(0,1)$ normal dağılımlı rastgele veriler yaratılarak bahsedilen testler üzerinden denemeler yapılmıştır. Ortalamada bir yapısal kırılmaların meydana geldiği durumda kırılma başta ,sonda ve ortada olacak şekilde fraksiyonlar belirlenmiş ve kırılmanın konumuna bağlı testlerinin performansları ortaya koyulmuştur. Ortalamada iki yapısal kırılmanın meydana geldiği durumda; kırılmaların konumu ilk kırılma başta, ortada ve sonda olacak şekilde, ikinci kırılma ilk kırılmadan kademeli olarak uzaklaştırılacak şekilde kırılma fraksiyonları belirlenmiştir. Hem tek hem de iki kırılmalı modellerin karşılaştırılmasında kırılma büyüklükleri artırılarak testlerin kırılma büyüklüklerine olan hassasiyetleri de incelenmiştir.

Tek yapısal kırılma durumunda örneklem sayısı 50 iken; kırılma başta olduğunda ve kırılma büyüklüğü fark etmeksizin ZA (1992), AP (1994), Perron (1997), LP (1997, BP (2003) testleri; kırılma ortada olduğunda AP (1994) ve BP (2003) testleri; kırılma sonda olduğunda, AP (1994), Perron (1997) ve BP (2003) testlerinin performansı düşüktür. Buna ek olarak kırılma başta ve kırılma katsayısı küçükse BLS testi iyi performans göstermemekte ancak kırılma katsayısı büyük

olduğunda iyi performans göstermektedir. Lee & Strazicich (2003), Kapetanios (2005) ve Perron (2006) testleri tek kırılma durumunda kırılmanın konumuna bağlı performansları değişmemekte ve iyi performans göstermektedir. Araştırmacı çok küçük örneklem (50) ile çalıştığında tek bir kırılmayı tespit etmek için bu testleri kullanması durumunda diğer testlere görece daha az hata yapacaktır. Tek kırılmalı durumda örneklem boyutu 100, 250 ve 500 iken; kırılma başta, ortada ve sonda olduğunda Andrews & Ploberger ve Bai & Perron (2003) testlerinin performansı hiçbir durumda iyi değildir ve kırılma büyüklüğüne karşı hassastır. BLS (1992), ZA (1992), LP (1997), Perron (1997), LS (2003), Kapetanios (2005), Perron (2006)'nin testlerinden herhangi biri diğerine göre tam olarak üstünlük sağlamamaktadır. Bu testler çok küçük kırılma büyüklüklerinde iyi performans göstermezken kırılma büyüklüğü arttığında iyi performans göstermektedir.

Ortalamada 2 kırılma meydana geldiğinde; LP testinin gücü kırılmaların konumuna bağlı değişmektedir LS testi ise iki kırılma büyüklüğü birbirine yakın olduğunda testin gücü zayıftır bu açıdan değerlendirildiğinde kırılma büyüklüğüne karşı hassastır. İkinci kırılma büyüklüğü ilk kırılma büyüklüğünden çok büyük veya çok küçük olduğunda her iki kırılmayı da mükemmel şekilde tahmin etmektedir. Kapetanios (2005) ve Perron (2006) testlerinin performansı birbirine yakındır ve bu testler iyi performans sergilemektedir. Bai ve Perron (2003) testi ise performansı en zayıf olan testtir.

Hem tek kırılma hem de 2 kırılma durumu ve incelenen durumlar göze alındığında simülasyonlardan elde edilen ortak çıkarım Kapetanios ve Perron (2006) testinin performanslarının güçlü olduğudur. Bu iki test arasında gerçekten bir fark olup olmadığının tespiti için Türkiye reel döviz kuru serisine yapısal kırılma testleri uygulanmıştır. Bai ve Perron testinin iyi performans göstermediği, Kapetanios testinin ise iyi performans gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Perron (2006) testi RDK serisindeki yapısal kırılmaları tahmin etmekte Kapetanios kadar başarılı değildir. Bu, simülasyon denemelerinde problem içermeyen veri seti ile çalıştığımız için iki test arasında belirgin bir farklılık olmadığını ancak veri yaratma sürecinde problem içeren bir veri ile çalıştığımızda Kapetanios testinin üstün olduğunu düşündürmektedir.

Ortaya çıkan bu durum karşısında araştırmacılara birbirine rakip olan Perron (2006) ve Kapetanios (2005) testini analizlerine dahil etmeleri önerilmektedir.





KAYNAKÇA

- Andrews, D. W., & Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1383-1414.
- Andrews, DW (1993). Bilinmeyen değişim noktası ile parametre kararsızlığı ve yapısal değişim testleri. *Econometrica: Ekonometrik Toplum Dergisi*, 821-856.
- Bai, J. ve Perron, P. (1998). Çoklu yapısal değişikliklere sahip doğrusal modelleri tahmin etme ve test etme. *Ekonometri*, 47-78.
- 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.
- Barışık, S., & Çevik, E. İ. (2008). Yapısal kırılma testleri ile Türkiye’de işsizlik histerisinin analizi: 1923-2006 dönem.
- Başçı, S. Yapısal Değişimin Etkileri ve İMKB’de Bir Uygulama. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 59(04).
- 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.
- Brassington, G. (2017, April). Mean absolute error and root mean square error: which is the better metric for assessing model performance?. In *EGU General Assembly Conference Abstracts* (p. 3574).
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149-163.

- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 591-605.
- Christiano, L. J. (1992). Searching for a Break in GNP. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 237-250.
- Clements, M. P., & Hendry, D. F. (1993). On the limitations of comparing mean square forecast errors. *Journal of Forecasting*, 12(8), 617-637.
- Cohen, J. (1992). Statistical power analysis. *Current directions in psychological science*, 1(3), 98-101.
- Diebold, F. X., & Chen, C. (1996). Testing structural stability with endogenous breakpoint a size comparison of analytic and bootstrap procedures. *Journal of Econometrics*, 70(1), 221-241.
- Eksi, O. (2009). Structural break estimation: A survey. *Unpublished working paper. Universitat Pompeu Fabra, Barcelona, Spain.*
- Enders, W. (2003). *Rats programming manual* (pp. 128-130). Evanston, IL: Estima.
- Farhani, S. (2012). Tests of parameters instability: Theoretical study and empirical analysis on two types of models (ARMA model and market model). *International Journal of Economics and Financial Issues (IJEFI)*, 2(3), 246-266.
- Glynn, J., Perera, N., & Verma, R. (2007). Unit root tests and structural breaks: A survey with applications.
- Göktaş, Ö. (2008). Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açığının Sürdürülebilirliğinin Analizi. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, (8), 45-64.
- Gujarati, D. (1970). Use of Dummy Variables in Testing for Equality Between Sets of Coefficients in Linear Regressions: A Generalization. *The American Statistician*, 24(5), 18-22.
- Gujarati, D.N., Porter, D.C. (2012), Temel Ekonometri (Basic Econometrics) Çeviri Editörleri: Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, Literatür Yayıncılık, İstanbul

Güler, Z. Ö., & BAKIR, M. A. (2019). Performance of Methods Determining Structural Break in Linear Regression Models. *International Econometric Review*, 11(2), 70-83.

Hansen, B. E. (1992). Testing for parameter instability in linear models. *Journal of policy Modeling*, 14(4), 517-533.

Hansen, B. E. (2000). Testing for structural change in conditional models. *Journal of Econometrics*, 97(1), 93-115.

Hansen, B. E. (2012), Advanced Time Series and Forecasting Lecture 5 Structural Breaks [PDF slides]. Erişim adresi: <https://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/crete/crete5.pdf>

Hendry, D. F., & Richard, J. F. (1983). The econometric analysis of economic time series. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, 111-148.

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.

Kelly, K., & Sienko, D. (2018). Before-and-after analysis: An application of structural break testing to the determination of economic damages, Preliminary Draft.

Kleiber, C. (2018). Structural change in (economic) time series. In *Complexity and synergetics* (pp. 275-286). Springer, Cham.

Kuan, C. M., & Hornik, K. (1995). The generalized fluctuation test: A unifying view. *Econometric Reviews*, 14(2), 135-161.

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.

Lucas Jr, R. E. (1976, January). Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 1, pp. 19-46). North-Holland.

- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the constancy of parameters over time. *Journal of the American Statistical Association*, 84(405), 223-230.
- Omay, T., & Yildirim, D. (2013). Nonlinearity and smooth breaks in unit root testing. MPRA Paper.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 153-162.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of econometrics*, 80(2), 355-385.
- Perron, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave handbook of econometrics*, 1(2), 278-352.
- 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.
- Quandt, R. E. (1958). The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the american statistical association*, 53(284), 873-880.
- Quandt, R. E. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American statistical Association*, 55(290), 324-330.
- Rappoport, P., & Reichlin, L. (1989). Segmented trends and non-stationary time series. *The Economic Journal*, 99(395), 168-177.

Rappoport, P., & Reichlin, L. (1989). Segmented trends and non-stationary time series. *The Economic Journal*, 99(395), 168-177.

Sülkü, S. N. (2016) *Ekonometrik Teori*, Gazi Kitapevi, Ankara.

Toyoda, T. (1974). Use of the Chow test under heteroscedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 601-608.

Vogelsang, T. J., & Perron, P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 1073-1100.

Willmott, C. J. (1982). Some comments on the evaluation of model performance. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 63(11), 1309-1313.

Willmott, C. J., & Matsuura, K. (2005). Advantages of the mean absolute error (MAE) over the root mean square error (RMSE) in assessing average model performance. *Climate research*, 30(1), 79-82.

Wooldridge, J.M.,(2013) *Ekonometriye Giriş Modern Yaklaşım (Introduction to Econometrics A Modern Approach)* Çeviri Editörü: Ebru Çağlayan, Nobel Akademik Yayıncılık Eğitim Danışmanlık Tic. Ltd. Şti., Ankara

Yurdakul, F. (2001). Türkiye'de enflasyon sürecinde yapısal kırılmalar. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 56(01).

Yurdakul, F. (2001). Türkiye'de enflasyon sürecinde yapısal kırılmalar. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 56(01).

Zeileis, A. (2006). Implementing a class of structural change tests: An econometric computing approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50(11), 2987-3008.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 20(1), 25-44.

EKLER

EK-1 Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

500	BLS (1992)			Zivot-Andrews (1992)			AP-AQ (1994)		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	325.99	175.65	20.13	12.45	7.54	15.35	184.72	115.90	178.21
$\theta = 1$	325.97	49.05	2.19	1.38	1.20	1.21	160.64	108.72	150.48
$\theta = 1.5$	325.88	1.06	0.98	0.52	0.56	0.54	111.59	90.25	104.17
$\theta = 2$	225.66	0.82	0.78	0.24	0.27	0.24	68.84	74.54	66.74
$\theta = 2.5$	85.53	0.80	0.24	0.12	0.11	0.11	39.86	52.81	41.30
$\theta = 3$	0.86	0.77	0.76	0.04	0.05	0.04	27.64	39.99	24.09
$\theta = 3.5$	0.83	0.78	0.73	0.03	0.00	0.00	21.98	31.33	17.81
$\theta = 4$	0.83	0.76	0.72	0.00	0.00	0.00	18.62	24.45	13.55
$\theta = 4.5$	0.79	0.73	0.75	0.00	0.00	0.00	15.34	19.24	11.90
$\theta = 5$	0.80	0.76	0.75	0.00	0.00	0.00	14.39	15.87	8.65
$\theta = 5.5$	0.80	0.74	0.74	0.00	0.00	0.00	13.25	13.46	7.69
$\theta = 6$	0.81	0.74	0.71	0.00	0.00	0.00	13.00	14.22	8.00
$\theta = 6.5$	0.78	0.75	0.75	0.00	0.00	0.00	12.01	10.43	7.12
$\theta = 7$	0.78	0.72	0.74	0.00	0.00	0.00	11.78	10.85	4.80
$\theta = 7.5$	0.76	0.75	0.71	0.00	0.00	0.00	11.29	10.42	5.06
$\theta = 8$	0.76	0.74	0.73	0.00	0.00	0.00	10.96	9.07	4.82
$\theta = 8.5$	0.76	0.75	0.74	0.00	0.00	0.00	10.45	9.32	5.12
$\theta = 9$	0.77	0.76	0.73	0.00	0.00	0.00	10.18	9.60	5.06
$\theta = 9.5$	0.76	0.73	0.73	0.00	0.00	0.00	10.16	8.51	4.66

$\theta = 10$	0.77	0.74	0.74	0.00	0.00	0.00	9.88	8.54	4.42
---------------	------	------	------	------	------	------	------	------	------



EK-1 Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250 Olduğu Durumda RMSE Tablosu

500	Perron (1997) Test			LP Test (1997)			Bai & Perron (2003) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	62.08	40.89	71.80	12.45	7.54	15.35	200.15	175.56	219.48
$\theta = 1$	10.34	4.27	13.64	1.38	1.20	1.21	200.84	155.71	203.29
$\theta = 1.5$	3.05	2.64	2.84	0.52	0.56	0.54	150.26	126.32	157.54
$\theta = 2$	2.09	1.95	2.13	0.24	0.27	0.24	76.49	101.30	92.24
$\theta = 2.5$	1.67	1.64	1.69	0.12	0.11	0.11	43.56	83.75	21.61
$\theta = 3$	1.52	1.39	1.49	0.04	0.05	0.04	34.92	42.64	15.20
$\theta = 3.5$	1.31	1.28	1.29	0.03	0.00	0.00	24.04	32.19	14.50
$\theta = 4$	1.17	1.39	1.22	0.00	0.00	0.00	19.84	20.9	10.94
$\theta = 4.5$	1.17	1.17	1.18	0.00	0.00	0.00	12.61	19.53	10.29
$\theta = 5$	1.11	1.12	1.10	0.00	0.00	0.00	15.42	10.6	7.81
$\theta = 5.5$	1.03	1.03	1.05	0.00	0.00	0.00	14.95	11.99	1.12
$\theta = 6$	0.99	1.02	1.01	0.00	0.00	0.00	11.89	11.99	8.58
$\theta = 6.5$	0.98	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	11.96	12.86	3.72
$\theta = 7$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	11.54	10.43	6.60
$\theta = 7.5$	0.98	0.98	0.98	0.00	0.00	0.00	13.03	10.84	4.92
$\theta = 8$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	10.59	10.47	3.91
$\theta = 8.5$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	10.86	9.59	5.60
$\theta = 9$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	11.04	10.14	4.19
$\theta = 9.5$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	9.71	9.41	4.25
$\theta = 10$	0.99	0.99	0.99	0.00	0.00	0.00	9.19	9.71	6.8

EK-1 Ortalamada Tek Kırılma Meydana Geldiğinde ve Örneklem Boyutu 250
Olduğu Durumda RMSE Tablosu

500	LS (2003) Test			Kapetanious (2005) Test			Perron (2006) Test		
	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$	$\lambda=0.20$	$\lambda=0.50$	$\lambda=0.80$
$\theta = 0.5$	108.58	83.01	112.19	28.77	12.84	6.52	6.61	5.79	7.33
$\theta = 1$	40.59	28.35	40.20	3.39	1.43	1.51	1.56	1.65	1.74
$\theta = 1.5$	9.99	9.99	9.97	0.84	0.83	0.84	1.06	1.07	1.06
$\theta = 2$	3.34	2.97	2.94	0.74	0.71	0.73	1.00	0.99	0.98
$\theta = 2.5$	1.85	2.50	2.17	0.73	0.72	0.69	0.99	0.98	0.99
$\theta = 3$	0.81	1.99	1.05	0.72	0.70	0.71	0.99	0.99	0.99
$\theta = 3.5$	0.17	0.97	0.60	0.74	0.73	0.72	0.99	0.99	0.99
$\theta = 4$	0.00	0.63	0.25	0.73	0.73	0.68	1.00	0.99	0.99
$\theta = 4.5$	0.00	0.24	0.00	0.73	0.72	0.70	1.00	0.99	0.99
$\theta = 5$	0.00	0.00	0.00	0.75	0.72	0.70	1.00	0.99	0.99
$\theta = 5.5$	0.00	0.00	0.00	0.74	0.71	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 6$	0.00	0.00	0.00	0.73	0.71	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 6.5$	0.00	0.00	0.00	0.75	0.72	0.69	1.00	0.99	0.99
$\theta = 7$	0.00	0.00	0.00	0.75	0.71	0.70	1.00	0.99	0.99
$\theta = 7.5$	0.00	0.00	0.00	0.75	0.72	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 8$	0.00	0.00	0.00	0.78	0.74	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 8.5$	0.00	0.00	0.00	0.76	0.72	0.69	1.00	0.99	0.99
$\theta = 9$	0.00	0.00	0.00	0.78	0.73	0.72	1.00	0.99	0.99
$\theta = 9.5$	0.00	0.00	0.00	0.77	0.73	0.71	1.00	0.99	0.99
$\theta = 10$	0.00	0.00	0.00	0.78	0.72	0.70	1.00	0.99	0.99

ORJİNALLİK RAPORU

camalan.ozge

ORJİNALLİK RAPORU

% 3	% 3	% 1	% 1
BENZERLİK ENDEKSİ	İNTERNET KAYNAKLARI	YAYINLAR	ÖĞRENCİ ÖDEVLERİ

BİRİNCİL KAYNAKLAR

1	library.cu.edu.tr İnternet Kaynağı	% 1
2	www.icomep.com İnternet Kaynağı	<% 1
3	paperity.org İnternet Kaynağı	<% 1
4	www.scribd.com İnternet Kaynağı	<% 1
5	KAYA, Levent, DOĞAN, Zeki and BİNİCİ, Turan. "Durağan Olmayan Zaman Serilerinde Alternatif Tahmin Yöntemlerinin Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi: Pamuk Fiyat Analizi", Atatürk Üniversitesi, 2015. Yayın	<% 1
6	Submitted to Universiti Sains Malaysia Öğrenci Ödevi	<% 1
7	eidergisi.istanbul.edu.tr İnternet Kaynağı	<% 1
8	zeus.econ.umd.edu İnternet Kaynağı	

		<% 1
9	Submitted to Sabanci Universitesi Öğrenci Ödevi	<% 1
10	Uğur Sivri. "Is Inflation Rate of Turkey Stationary? Evidence from Unit Root Tests with and Without Structural Breaks", Review of Economic and Business Studies, 2017 Yayın	<% 1
11	Submitted to Konya Necmettin Erbakan University Öğrenci Ödevi	<% 1
12	etheses.bham.ac.uk İnternet Kaynağı	<% 1
13	KORKMAZ, Turhan, ZAMAN, Selin and ÇEVİK, Emrah İ.. "Türkiye'nin Avrupa Birliği ve Yüksek Dış Ticaret Hacmine Sahip Ülke Borsaları ile Entegrasyon İlişkisi", Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, 2008. Yayın	<% 1
14	M. DOLORES GADEA. "A LONG-RUN ANALYSIS OF DEFENCE SPENDING IN THE NATO COUNTRIES (1960-99)", Defence and Peace Economics, 6/1/2004 Yayın	<% 1
15	www.tcmb.gov.tr İnternet Kaynağı	<% 1

16	207.36.165.114 İnternet Kaynağı	<% 1
17	ERDEM HEPAKTAN, C. "YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA TÜRKİYE'DE J EĞRİSİNİN ANALİZİ", Celal Bayar Üniversitesi, 2016. Yayın	<% 1
18	Submitted to Istanbul University Öğrenci Ödevi	<% 1
19	Submitted to TechKnowledge Öğrenci Ödevi	<% 1
20	Submitted to Eskisehir Osmangazi University Öğrenci Ödevi	<% 1
21	Submitted to Istanbul Gelisim University Öğrenci Ödevi	<% 1
22	Submitted to Beykent Üniversitesi Öğrenci Ödevi	<% 1
23	Submitted to Dicle University Öğrenci Ödevi	<% 1
24	www.iet-c.net İnternet Kaynağı	<% 1
25	www.researchgate.net İnternet Kaynağı	<% 1
26	G.E. Kelly. " Approximations to the -values of tests for a change-point under non-standard	<% 1

conditions ", Journal of Statistical
Computation and Simulation, 2015

Yayın

27 Submitted to Karadeniz Teknik University <% 1
Öğrenci Ödevi

28 www.econ.qmul.ac.uk <% 1
İnternet Kaynağı

29 ARI, Ayşe and ÖZCAN, Burcu. "TÜKETİM-GELİR
ORANININ DURAĞANLIĞI: TÜRKİYE ÖRNEĞİ",
Hacettepe Üniversitesi, 2015.
Yayın

30 Jong-Kun Lee. "Chapter 18 A Scheduling
Analysis in FMS Using the Transitive Matrix",
Springer Science and Business Media LLC,
2005
Yayın

31 theses.gla.ac.uk <% 1
İnternet Kaynağı

32 AKBAŞ, Yusuf Ekrem and ŞENTÜRK, Mehmet.
"Türkiye'nin ithalat ve ihracat bağımlılığı:
Seçilmiş ülke örnekleri üzerine ampirik bir
uygulama", Ege Üniversitesi İktisadi ve İdari
Bilimler Fakültesi, 2013.
Yayın

33 busbed.bingol.edu.tr <% 1
İnternet Kaynağı

34	dergipark.org.tr İnternet Kaynağı	<% 1
35	doczz.net İnternet Kaynağı	<% 1
36	econ.bu.edu İnternet Kaynağı	<% 1
37	econstor.eu İnternet Kaynağı	<% 1
38	link.springer.com İnternet Kaynağı	<% 1
39	www.edge-page.net İnternet Kaynağı	<% 1
40	www.iep-strasbourg.fr İnternet Kaynağı	<% 1
41	ALTUNÇ, Ömer Faruk. "Türkiye'de Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedenselliğin Ampirik Bir Analizi", Osmangazi Üniversitesi, 2008. Yayın	<% 1
42	Submitted to Afyon Kocatepe University Öğrenci Ödevi	<% 1
43	Piotr Śniady, Roland Speicher. "Continuous family of invariant subspaces for R-diagonal operators", Inventiones Mathematicae, 2001 Yayın	<% 1

44	Submitted to TechKnowledge Turkey Öğrenci Ödevi	<% 1
45	YARDIMCIOĞLU, Fatih and BEŞEL, Furkan. "İŞSİZLİK - PETROL FİYATLARI İLİŞKİSİ: YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA TÜRKİYE ÖRNEĞİ (1980- 2012)*", Erzincan Üniv. Fen Edebiyat Fak. Türk Dili ve Edebiyatı Bl., 2013. Yayın	<% 1
46	authors.library.caltech.edu İnternet Kaynağı	<% 1
47	www.decon.unipd.it İnternet Kaynağı	<% 1
48	www.fscongress.com İnternet Kaynağı	<% 1
49	Işın KIRIŞKAN ÇETİN, Çağlayan TABAR. "TÜRKİYE EKONOMİSİ ÖZELİNDE PHILLIPS EĞRİSİ ANALİZİ", Journal of Life Economics, 2016 Yayın	<% 1
50	Mehmet Ozcan. "Nonlinear dynamics in financial time series and unit root tests: case of Borsa Istanbul sectoral price-earnings ratios", Pressacademia, 2015 Yayın	<% 1
51	Minoas Koukouritakis. "Structural breaks and the expectations hypothesis of the term	<% 1

structure: evidence from Central European countries", Review of World Economics, 11/10/2009

Yayın

52 OKTAYER, Asuman. "Türkiye'de ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasındaki ilişkinin ampirik analizi: 1950 - 2009", İstanbul Üniversitesi, 2011.

Yayın

53 HASANOV, Mübariz. "Enflasyon Belirsizliğinin Üretim Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği", Doğu Üniversitesi, 2008.

Yayın

54 auzefkitap.istanbul.edu.tr

İnternet Kaynağı

Alıntıları çıkart

Kapat

Eşleşmeleri çıkar

Kapat

Bibliyografyayı Çıkart

Kapat



ÖZGEÇMİŞ

Adı ve Soyadı: Özge ÇAMALAN

Doğum Yeri ve Tarihi:

Öğrenim Durumu:

Derece	Alan	Üniversite	Yıl
Lisans	İktisat	Atılım Üniversitesi	2015-2019
Yüksek Lisans	İktisat	Atılım Üniversitesi	2019-2021

İş Deneyimi

Çalıştığı Yer	Görev	Yıl
Atılım Üniversitesi, Sosyal Bilimler Araştırma ve Eğitim Laboratuvarı	Araştırma Görevlisi	2019-Halen

Yabancı Diller: İngilizce

E-posta:

Telefon:

Tarih: 02.07.2021