

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



**DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN
TEMELLERE DAYALI FOURIER BİRİM KÖK
TESTLERİNİN KOMBİNASYONU**

DOKTORA TEZİ

DANIŞMAN **HAZIRLAYAN**
DOÇ. DR. FATMA ZEREN **FATMA KIZILKAYA**

MALATYA-2019

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN TEMELLERE DAYALI FOURİER
BİRİM KÖK TESTLERİNİN KOMBİNASYONU

HAZIRLAYAN
FATMA KIZILKAYA

DANIŞMAN
DOÇ. DR. FATMA ZEREN

MALATYA-2019

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

**DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN
TEMELLERE DAYALI FOURIER BİRİM KÖK
TESTLERİNİN KOMBİNASYONU**

DOKTORA TEZİ

DANIŞMAN
DOÇ. DR. FATMA ZEREN

HAZIRLAYAN
FATMA KIZILKAYA

Jürimiz 25.07.2019 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda bu doktora tezini (oybirliği / oyçokluğu) ile başarılı bulunarak Ekonometri Anabilim Dalı Ekonometri Bilim Dalında doktora tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyelerinin Unvan Ad Soyadı

1. Doç. Dr. Fatma ZEREN (Tez Danışmanı)
2. Prof. Dr. Mehmet GÜNGÖR
3. Doç. Dr. Suzan ERGÜN
4. Doç. Dr. Hakan TÜRKAY
5. Doç. Dr. Necati Alp ERİLLİ

imzası

İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulunun tarih ve sayılı kararıyla bu tezin kabulü onaylanmıştır.

Prof. Dr. Mehmet KUBAT
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

ONUR SÖZÜ

Doç. Dr. Fatma ZEREN'nin danışmanlığında doktora tezi olarak hazırladığım “DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN TEMELLERE DAYALI FOURİER BİRİM KÖK TESTLERİNİN KOMBİNASYONU” başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine uygun biçimde gösterildiğini belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Tarih:

Ad-Soyad:

İmza:

ÖNSÖZ

Tez çalışmam süresince desteğini esirgemeyen ve bu tezin oluşmasında büyük rol oynayan değerli hocam Doç. Dr. Fatma ZEREN'e,

Öğrenim hayatım boyunca gelişimime katkı sağlayan tüm hocalarıma ve arkadaşlarıma,

Varlıklarıyla bana güç veren anneme ve babama,

Hayatımı anlamlı kılan değerli eşim Oktay'a ve biricik kızım Ece İpek'e
sonsuz teşekkür ederim.

ÖZET

Ekonomik zaman serilerinin büyük bir kısmı durağan değildir. Fakat zaman serisi analizlerinde genellikle serinin durağan olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda zaman serisi regresyonunda bazı problemler ortaya çıkmakta ve durağan olmayan seri ile yapılan tahminler yanıltıcı olabilmektedir. Bu nedenle durağanlık sınaması büyük önem taşımaktadır. Durağanlık analizi serinin zaman serisi grafiği, korelogramı ve otokorelasyon fonksiyonları kullanılarak incelenebilmektedir. Fakat 20. yüzyılın sonlarında birim kök testleri kullanılarak yapılan durağanlık analizleri sistematik hale gelmiş ve birim kök testlerini içeren geniş çaplı bir literatür oluşmuştur.

Çalışmada fourier birim kök testlerinin Fisher yöntemi ile kombinasyonu elde edilerek yeni bir yaklaşım geliştirilmiştir. Bu testin en büyük avantajı, farklı birim kök testlerinin özelliklerinin birlikte kullanılmasıdır. Testin diğer bir avantajı ise Fourier yaklaşımının kullanılması ile kırılma formunun, kırılma tarihlerinin ya da kırılma sayısının önsel olarak bilindiği varsayımının gerekli olmamasıdır. Simülasyon sonuçları, önerilen kombinasyon testinin iyi performans sergilediğini göstermektedir.

Bu çalışmada, önerilen kombinasyon testi kullanılarak 18 OECD ülkesi için satın alma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliği incelenmiştir. Kullanılan veriler 1995Q1-2018Q3 dönemi çeyreklik gözlemlerden oluşmaktadır. Elde edilen sonuçlar satınalma gücü paritesinin 8 ülke için (Avustralya, İzlanda, Japonya, Kore, Yeni Zelanda, Polonya, İsviçre ve Türkiye) geçerli olduğu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Birim Kök, Zaman Serisi, Fourier, Meta Analizi, Satınalma Gücü Paritesi

ABSTRACT

Most of the economic time series is not stationary. However, in the time series analysis, it is generally assumed that the series is stationary. In this case, the time series regression may reveal some problems and the estimates made with the non-stationary series can be misleading. For this reason, stationarity analysis is of great importance. The stationarity analysis can be investigated by using the time series graph of the series, its correlogram and autocorrelation functions. However, in the later of twentieth century, stationarity analysis using unit root tests has become systematic and a large-scale unit root literature was formed.

In this study, a new approach was developed by combining fourier unit root tests using Fisher method. The major advantage of this test is the combination of the properties of the unit root tests. Another advantage of this test, the use of Fourier approach regards as unneeded the assumption that the break form, break dates or number of breaks are known a priori. Simulation results show that the proposed combination test performs well.

In this study, long-run validity of purchasing power parity is investigated by using proposed combining test for 18 OECD countries. The data used are the quarterly observations from 1995Q1 to 2018Q3. The results show that the purchasing power parity is valid for 8 countries (Australia, Iceland, Japan, Korea, New Zealand, Poland, Switzerland and Turkey).

Key Words: Unit Root, Time Series, Fourier, Meta Analysis, Purchasing Power Parity

İÇİNDEKİLER

KABULONAY	iii
ONUR SÖZÜ	iv
ÖNSÖZ.....	v
ÖZET.....	vi
ABSTRACT.....	vii
KISALTMALAR	xi
TABLolar.....	xii
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK KAVRAMLARI

1.1. Durağanlık Kavramı	4
1.2. Birim Kök Kavramı.....	6

İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1. Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Birim Kök Testleri	8
2.1.1. Dickey Fuller Birim Kök Testi (1979).....	8
2.1.2. Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi (1981)	9
2.1.3. Phillips Perron Birim Kök Testi (1988).....	10
2.1.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Durağanlık Testi (1992).....	11
2.1.5. Ng ve Perron Birim Kök Testi (2001)	12
2.2. Yapısal Değişimlere İzin Veren Birim Kök Testleri	13
2.2.1. Perron Birim Kök Testi (1989)	13
2.2.2. Zivot-Andrews Birim Kök Testi (1992).....	15
2.2.3. Lumsdaine ve Papell Birim Kök Testi (1997).....	16
2.2.4. Lee-Strazicich Birim Kök Testi (2003).....	16

2.2.5. Kapetanios Birim Kök Testi (2005)	18
2.2.6. Carrion-i Silvestre vd. Birim Kök Testi (2009)	19
2.2.7. Narayan ve Popp Birim Kök Testi (2010).....	20
2.3. Fourier Birim Kök Testleri	21
2.3.1. Enders ve Lee Fourier Birim Kök Testi (2004)	22
2.3.2. Becker, Enders ve Lee Fourier Birim Kök Testi (2006)	23
2.3.3. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier Birim Kök Testi (2010) .	25
2.3.4. Enders ve Lee Dickey-Fuller Tipi Fourier Birim Kök Testi (2012)	28
2.3.5. Enders ve Lee LM Tipi Fourier Birim Kök Testi (2012)	29
2.3.6. Rodrigues ve Taylor GLS Fourier Birim Kök Testi (2012)	30
2.3.7. Furuoka Birim Kök Testi (2017)	32
2.4. Doğrusal Olmayan Modellere Dayanan Birim Kök Testleri.....	33
2.4.1. Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi	33
2.4.2. Caner ve Hansen Birim Kök Testi (2001).....	34
2.4.3. Kapetanios, Shin ve Snell Birim Kök Testi (2003).....	35
2.4.4. Kruse Birim Kök Testi (2011)	36

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

KOMBİNASYON YÖNTEMLERİ

3.1. P Değerlerinin Kombinasyonu	38
3.1.1. Tippett'in Minimum P Değeri Testi.....	41
3.1.2. Wilkinon Metodu	41
3.1.3. Edgington'un Toplamı ve P Değerleri Testlerinin Ortalaması Testi ...	41
3.1.4. Stouffer vd. (1949) Toplam Z Testi	42
3.1.5. Gordon vd. (1952) Ortalama Z-Testi.....	42
3.1.6. Fisher Testi.....	42
3.1.7. Logit Test.....	43

3.2. P Değerlerinin Kombinasyonuna Yönelik Literatür	43
--	----

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

FOURIER BİRİM KÖK TESTLERİNİN KOMBİNASYONU İLE SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN TEST EDİLMESİ

4.1. Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Temellere Dayalı Fourier Birim Kök Testlerinin Kombinasyonu	45
4.2. Monte Carlo Simülasyonu	47
4.3. Satınalma Gücü Paritesi Teorisi.....	51
4.3.1. Mutlak Satınalma Gücü Paritesi	52
4.3.2. Nispi Satınalma Gücü Paritesi.....	53
4.3.3. Literatür Taraması.....	53
4.3.4. Satınalma Gücü Paritesi Modelleri.....	55
4.4. OECD Ülkeleri için Satın Alma Gücü Paritesinin Test Edilmesi	56
4.4.1. Veri Seti ve Metodoloji.....	56
4.4.2. Ampirik Sonuçlar	57
SONUÇ	60
KAYNAKÇA	62

KISALTMALAR

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
AR	: Otoregresif Süreç
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalamalar Süreci
DF	: Dickey-Fuller
EKK	: En Küçük Kareler
ESTAR	: Üstel Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç
FADF	: Fourier-ADF
FKSS	: Fourier-KSS
F_p	: FADF ve FKSS Testlerinin Kombinasyonu
GLS	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
IPS	: Im, Pesaran ve Shin
KKT	: Kalıntı Kareler Toplamı
KSS	: Kapetanios, Shin ve Snell
KPSS	: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin
LL	: Levin ve Lin
LM	: Lagrange Çarpanı
LSTAR	: Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç
MA	: Hareketli Ortalamalar Süreci
MTAR	: Momentum Eşik Değerli Otoregresif Süreç
MIC	: Modifiye Edilmiş Bilgi Kriteri
NER	: Nominal döviz kuru serisi
PP	: Phillips-Perron
SGP	: Satınalma Gücü Paritesi
STAR	: Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç
TÜFE	: Tüketici Fiyat Endeksini
ZA	: Zivot Andrews

TABLolar

Tablo 4.1: Kritik Deęerler.....	49
Tablo 4.2: Birim Kk Testlerinin Amprik Gçleri	50
Tablo 4.3: Satınalma Gc Paritesi İin Seili Literatr.....	54
Tablo 4.4: Geleneksel Birim Kk Testi Sonuları.....	57
Tablo 4.5: Fourier Birim Kk Testi Sonuları.....	58

GİRİŞ

Zaman serilerinin önemli kullanım amaçlarından biri geleceği tahmin ederek sonuca kolayca ulaşabilmektir. Gözlenen veri setinden faydalanarak serinin tahmin edilmesi stokastik bir süreçle gerçekleşmektedir. Serinin olasılık dağılım fonksiyonu elde edilebiliyorsa, serinin gelecekteki değerlerini tahmin etmek de mümkün olmaktadır. Bir zaman serisi modeli geliştirildiğinde elde edilen stokastik sürecin zamana bağlı olup olmadığı bilinmesi gerekir. Eğer süreç zamana bağlı olarak değişiyorsa serinin geçmiş ve gelecek yapısını basit bir cebirsel modelle ifade etmek olası değildir. Fakat süreç zamanla değişmiyorsa yani seri durağansa serinin geçmiş değerleri kullanılarak seriye ait bir model oluşturmak mümkün olmaktadır (Kutlar, 2017:1-5).

Ekonomik analizlerde ve diğer bilim dallarındaki kullanımıyla giderek önem kazanan zaman serileri, değişkenlerin farklı zamanlarda gözlenen değerlerinin kümesi olarak tanımlanmakta ve pek çok ekonometrik çalışmada durağanlık varsayımı koşuluyla kullanılmaktadır (Gujarati ve Porter, 2012: 23). Durağanlık kavramı kısaca bir zaman serisinin olasılık dağılımının zamanla değişmemesi olarak tanımlanabilir. Ekonomik zaman serilerinin büyük bir kısmı durağan olmadığından, zaman serisi regresyonunda bazı problemler ortaya çıkabilmekte ve durağan olmayan seri ile yapılan tahminler yanıltıcı olabilmektedir (Stock ve Watson, 2011:550-551). Bu nedenle serinin durağanlığının sınanması büyük önem arz etmektedir. Durağanlık sınaması için serinin zaman yolu grafiği, korelogramı ve otokorelasyon fonksiyonları incelenebilir. Fakat bu yöntemler sistematik yaklaşımlar değildir. Son yıllarda birim kök testleri kullanılarak durağanlığın sınanması sistematik hale gelmiştir.

Birim kök literatürü ilk olarak kırılmaların dikkate alınmadığı Dickey Fuller (1979) testi ile başlamıştır. Sonra keskin kırılmaların modellenerek kırılmaların dikkate alındığı birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu ekonometrik prosedürler, bir serinin seviyesindeki veya trendindeki yapısal değişiklikleri yakalamak için yapay değişkenler kullanırlar. Bu durumda, belirli bir noktada yer almaları ve etkilerinin anında gerçekleşmesi nedeniyle kırılmalar keskindir. Daha sonra yapısal değişimin etkilerinin kademeli olabileceğini dikkate alınarak doğrusal olmayan birim kök testleri geliştirilmiştir. Aslında, yapısal bir

kırılma ile belirli doğrusal olmayan yapılar arasında ayırım yapmak oldukça zordur. Kırılma içeren bir seri, parametrelerinde doğrusal olmayan bir sürecin özel bir hali olarak görülebilir (Becker vd., 2006: 407).

Doğrusal olmayan modellerin, ekonomik zaman serisi verilerinin yapılarını yakalamada yararlı olduğu kanıtlanmış olsa da, uygun fonksiyonel formun seçilmesi sorunu yaygın kullanımlarını sınırlayan temel dezavantajlardan biridir. Doğrusal olmayan modeller arasında kullanılacak en uygun spesifikasyonu belirlemek için olası seçenekler oldukça fazladır. Araştırmacılar, Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif (ESTAR), Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Süreç (LSTAR), Markov Değişim Modeli gibi birçok alternatif doğrusal olmayan model arasından seçim yapabilirler. Ancak fonksiyonel formun yanlış tanımlanması, doğrusal olmama durumunu tamamen görmezden gelmek kadar sorunlu olabilmektedir. Ayrıca literatürde birçok doğrusallık testi geliştirilmiştir (Örneğin; Keenan (1985); Tsay (1986); Teräsvirta vd. (1994)). Bu testler kullanılarak yapılan doğrusallık sınamaları durağanlık durumunu dikkate almamakta ve değişkenlerin durağan olmaması durumunda ise güçleri azalmaktadır. Harvey vd. (2008) ise incelenen serilerin durağanlık durumları hakkında bir varsayım yapmadan kullanılacak bir doğrusallık testi geliştirmiş ve diğer testlerden daha fazla istatistiksel güce sahip olduğunu çalışmalarında göstermişlerdir. Yoon (2009) ise yapmış olduğu çalışmada Harvey vd. (2008) doğrusallık testinin, serideki aykırı değerlerin varlığından etkilendiğini ifade etmiştir (Yılancı ve Tıraşoğlu, 2016:3). Bu çalışmada yukarıda bahsedilen problemleri azaltmak amacıyla Fourier yaklaşımı kullanılmıştır. Fourier yaklaşımı, modelin deterministik bileşeninde bilinmeyen yapısal kırılmaları veya ihmal edilen doğrusal olmama durumunu yakalamak için kullanılabilir. Ayrıca Fourier yaklaşımının kullanılması, uygun fonksiyonel formu seçme problemini, yaklaşıma dahil edilecek en uygun frekans sayısını seçmeye dönüştürmektedir (Jones ve Enders, 2014:4).

Birim kök testlerinin uygulamasında örneğin satınalma gücü paritesi hipotezinin test edilmesiyle ilgili literatürde farklı birim kök testleri sıklıkla eş zamanlı olarak uygulanmakta ve zaman zaman çelişkili sonuçlar vermektedir (Nguyen ve Su, 2015:2797). En güçlü birim kök testi bulunmadığından, her zaman güçlü olan tek bir test kullanmak için fikir birliği oluşmamıştır. Bu yüzden meta analiz yöntemleri kullanılarak birim kök testlerinin birleştirildiği kombinasyon testleri geliştirilmiştir (Hanck, 2012:767). Fisher (1932), her bir testin p değerlerinden tek bir test istatistiğinin elde

edildiği bir yöntem önermiştir. Daha önce yapılan simülasyon çalışmalarında, Fisher'in bağımsız testleri birleştirme yönteminin asimptotik olarak en uygun yöntem olduğuna dair kanıtlar sunulmuştur (Littell ve Folks, 1971; Wu ve Yin, 2015). Wu ve Yin (2015), Monte Carlo simülasyonları kullanarak yaptıkları çalışmalarında, genellikle makroekonomik verilerde olduğu gibi hata yapısı karmaşık olduğu durumlarda Fisher tipi testin, hem boyut hem de güç bakımından diğer kombinasyon yöntemlerinden daha iyi performans gösterdiğini belirtmişlerdir. Ayrıca türetilmiş p değerleri, sıfır hipotezi altında $[0,1]$ aralığında homojen bir dağılıma sahiptir. Bu prosedür istatistiki dağılıma bakmaksızın herhangi bir teste uygulanabilmektedir (Habimana, 2016: 193). Bu çalışmada da bu noktalardan hareketle fourier birim kök test yöntemlerinin bir kombinasyonu ele alınmış, birim kök testlerinden hesaplanan olasılık değerleri (p değerleri) Fisher (1932) formülü kullanılarak birleştirilmiştir.

Çalışmanın ilk bölümünde durağanlık ve birim kök kavramları açıklanmıştır. İkinci bölümde sırasıyla yapısal değişimleri dikkate almayan birim kök testlerine, yapısal değişimlere izin veren birim kök testlerine, fourier birim kök testlerine ve doğrusal olmayan modellere dayanan birim kök testlerine yer verilmiştir. Üçüncü bölümde p değerlerinin kombinasyon yöntemlerine, dördüncü bölümde Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından önerilen fourier birim kök testlerinin kombinasyonuna, satınalma gücü paritesine ve önerilen kombinasyon yönteminin bir uygulamasına yer verilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK KAVRAMLARI

1.1. Durağanlık Kavramı

Ekonometrik bir çalışmada model tahminleri, yapısal analiz ve öngörü gibi amaçlarla yapılmaktadır. Yapısal analizde iktisadi teori test edilir. Öngöründe ise tahmin edilen modele dayanarak, bağımlı değişkenlerin gelecekte alabileceği değerler belirlenmeye çalışılır. Zaman serisi modellerinde ekonomik değişkenlerin geçmiş bilgileri kullanılarak, varsayımsal bir açıklama süreci dikkate alınır ve gelecekte alacağı değerler tahmin edilmeye çalışılır (Sevüktekin ve Çınar, 2014:138). Zaman serisi verilerine dayanan çalışmalar serinin durağan olduğunu varsaymaktadır. Serinin ortalaması ve varyansının sabit olduğu kovaryansının ise iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olduğu olasılıklı bir süreç zayıf durağan bir süreç olarak adlandırılır. Herhangi bir Y_t serisi için zayıf durağan süreç aşağıdaki gibi gösterilebilir;

$$\text{Ortalama: } E(y_t) = \mu \quad (1.1)$$

$$\text{Varyans: } E[(y_t - \mu)^2] = \sigma_y^2 \quad (1.2)$$

$$\text{Kovaryans: } E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k \quad (1.3)$$

Burada γ_k , k gecikme ile kovaryanstır. Bir zaman serisinin ortak dağılım fonksiyonunun zamanla değişmemesi durumunda süreç güçlü durağan süreç olarak adlandırılır.

Uygulamalarda zayıf durağanlığın tespiti yeterli olmaktadır. Durağan bir sürecin sonlu varyansı olduğu için ortalamadan fazla uzaklaşmaz ve kendi ortalamasına dönme eğilimi taşır. Durağan sürecin ortalamaya dönüşü, ardışık ortak varyanslar küçükse hızlı, büyük ise yavaş olur (Gujarati ve Porter, 2012:740-741).

Ekonomik değişkenler üzerinde etkileri birkaç dönem sonra kaybolan geçici şoklarla birlikte etkileri uzun dönem süren kalıcı şokların varlığı bilinmektedir. Kalıcı şokların oluşturduğu trend serinin belirli bir değere doğru yaklaşmasını engellemektedir. Bu açıdan trend, durağan olmayan bir özellik taşımaktadır (Tarı, 2008:381). Zaman serisinde stokastik ve deterministik olmak üzere iki tür trend etkisiyle karşılaşılır. Seri

trendden arındırılarak durağanlaştırılabilirse bu seri trend durağan seridir. Bu serilerdeki trend, deterministik trenddir. Ancak serideki deterministik trend ayrıştırıldıktan sonra da seri durağan hale gelmiyorsa durağan dışılığın sebebinin stokastik trend olduğu düşünülür. Stokastik trend bulunan serilerde durağanlaştırma işlemi fark alınarak yapılır. Bir seriyi durağanlaştırabilmek için serinin farkının alınması gerekiyorsa böyle serilere fark durağan seriler denir. Serinin durağanlığı fark alma işlemi ile gerçekleşiyorsa seri birim köklüdür denir (Kennedy, 2006: 364).

Regresyon modelinin varsayımlarından olan durağanlık, etkin ve tutarlı tahmin için gerekli koşuldur. Bir zaman serisi durağan değilse onun davranışı sadece ele alınan dönem için incelenebilir ve diğer zaman dilimlerine genelleme yapılamaz. Bu nedenle durağan olmayan zaman serileri kestirim yapmaya elverişli değildir (Gujarati ve Porter, 2012:741). Granger ve Newbold (1974) çalışmalarında durağan olmayan zaman serileriyle kurulan regresyon modellerinde sahte regresyon probleminin ortaya çıktığını göstermişlerdir. Bu gibi regresyonlarda yüksek R^2 ve anlamlı t-istatistikleri elde edilmesine rağmen, parametre tahmin değerlerinin iktisadi açıdan anlamsız olduğunu ifade etmişlerdir. Regresyonun gerçek ya da sahte bir ilişkiyi ifade ediyor olması zaman serisi verilerinin durağanlığıyla ilgilidir.

Durağan olmamanın başka bir sebebi ise serinin seyrinin değişmesidir. Ekonomide bu durum ekonomik yapıdaki değişimler, ekonomi politikasındaki değişimler gibi sebeplerle ortaya çıkmaktadır. Bu değişimler kademeli ya da kesikli olabilmektedir. Bu tür değişimleri veya kırılmaları dikkate almayan bir regresyon modeli ile yapılan çıkarım ve öngörüler hatalı olacaktır (Stock ve Watson, 2011:571).

Daha öncede ifade edildiği gibi zaman serilerine istatistiksel yöntemlerin uygulanıp doğru sonuçlar elde edilmesi için serinin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle zaman serisinin durağan olup olmadığının araştırılması büyük önem taşımaktadır. Durağanlığın sınanması için çeşitli yöntemler bulunmaktadır. Bunlardan biri serinin zaman yolu grafiğini ve korelogramını incelemektir. Serinin zaman yolu grafiği çizilerek bir trende sahip olup olmadığı, varyanslarının zaman boyunca sabit olup olmadığı hakkında fikir sahibi olunabilir. Diğer bir yöntem ise örneklem otokorelasyonlarının, seçilen k sayıda gecikmeye karşın grafiğinin çizilmesiyle elde edilen korelogramı incelemektir. Bu yöntemler, serinin durağanlığının incelenmesi için kullanılmakla

birlikte, aynı grafiği veya korelogramı inceleyen farklı araştırmacıların aynı sonuçlara ulaşamaması olasıdır. Bu nedenle bir zaman serisinin durağan olup olmadığını araştırmak amacıyla birim kök testleri literatürde sıklıkla kullanılmaktadır.

1.2. Birim Kök Kavramı

Durağan olmayan bir Y_t serisini ele alalım;

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

$$\Delta^2 Y_t = D(DY_t) \quad (1.5)$$

...

$\Delta^d Y_t$ serisini elde edelim. $\Delta^d Y_t$ serisi durağan ise, Y_t serisine d 'inci mertebeden bütünleşik denir ve $I(d)$ ile gösterilir. Başka bir ifade ile p ve q değerleri için ARIMA (p,d,q) olan Y_t serisi d defa fark alındığında deterministik olmayan, kararlı ve geri çevrilebilir bir ARMA (p,q) süreci oluşturuyorsa bu serinin $I(d)$ olduğu söylenebilir. Böylece seri aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$(1 - L)^d \Phi(L) Y_t = \theta(L) e_t \quad (1.6)$$

Denklem (1.6)'da L , Y_t serisindeki gecikmeyi belirten operatör, $\Phi(L)$ ve $\theta(L)$ gecikme polinomu ve e_t durağan süreç izleyen hatalardır.

ARIMA (p,d,q) olarak ifade edilen Y_t için;

$\Phi(L) = \sum_{i=1}^p \phi_i L^i$ ve $\theta(L) = \sum_{i=1}^q \theta_i L^i$ yazılabilir. $(1 - L)^d \Phi(L) = 0$ polinomu d tane kökün bulunmasıyla gerçekleşir. d 'inci mertebeden otoregresif sürece uyan Z , 1'e eşit d tane birim köke sahiptir. Bu nedenle bütünleşmenin mertebesinin ve şeklinin belirlenmesi için birim kök testlerine başvurulmaktadır.

Ele alınan Y_t serisi için;

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t \quad (1.7)$$

Şeklinde bir ilişki tanımlanabiliyorsa sıfır ortalamayla durağan bir süreç izleyen e_t 'de herhangi bir t zamanındaki şok sürekli bir etkiye sahip olur. Eğer;

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + e_t \quad \text{ve} \quad |\alpha| < 1 \quad (1.8)$$

şeklinde bir ilişki tanımlanıyorsa şokun etkisi zamanla yok olur. Böyle bir durumda α katsayısının 1'e eşitmi yoksa küçükmü olduğu önemlidir. Burada önemli iki nokta

vardır. Birincisi trend etkisinin giderilmesidir. Çünkü trend içermeyen durağan seri veya trendli durağan seri olmasına göre farklı otokorelasyon sonuçları elde edilir. İkincisi birim kök durumunda α otoregresif parametresi standart dağılımlara uymamaktadır. İstatistiki anlamda bir modelin birim köke sahip olup olmaması parametrenin tam 1 olup olmaması anlamında kullanılmaktadır (Nemliođlu, 2005:2-4).



İKİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİSİ BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1. Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Birim Kök Testleri

Bu başlık altında, zaman serileri birim kök testlerinin temeli niteliğinde olan ve geleneksel birim kök testleri olarak da bilinen yapısal değişimleri dikkate almayan birim kök testlerinden Dickey Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey Fuller (1981), Phillips Perron (1988), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1988), Ng ve Perron (2001) birim kök testlerine kısaca yer verilmiştir.

2.1.1. Dickey Fuller Birim Kök Testi (1979)

Zaman serilerinin durağanlığını test etmek amacıyla, Dickey ve Fuller'in 1979'da yaptıkları çalışmalarında, Y_t zaman serisi gözlem değerleri Y_1, Y_2, \dots, Y_t olan otoregresif süreci aşağıdaki gibi tanımlamıştır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad t = 1, 2, \dots \quad (2.1)$$

Burada $Y_0 = 0$, ρ gerçek bir sayı ve e_t ise sıfır ortalama ve σ^2 varyans ile bağımsız normal rassal değişkenlerin bir dizisidir. Eğer;

$|\rho| < 1$ ise seri $t \rightarrow \infty$ iken durağan bir zaman serisine yaklaşır.

$|\rho| = 1$ ise seri durağan değildir ve Y_t 'nin varyansı $t\sigma^2$ 'dir. $\rho=1$ ise böyle bir zaman serisi "rassal yürüyüş" olarak adlandırılır.

$|\rho| > 1$ ise seri durağan değildir ve bu serinin varyansı t arttıkça artmaktadır.

Bu modelin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılarak model şu şekilde yazılabilir:

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

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (2.3)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (2.4)$$

Böylece δ , $(\rho - 1)$ olarak tanımlanmış olur (Enders, 2010: 206). Dickey ve Fuller (1979) çalışmalarında üç farklı model tanımlamıştır;

$$\text{Model A (sabitsiz ve trendsiz)} : \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (2.5)$$

$$\text{Model B (sabitli)} : \Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (2.6)$$

$$\text{Model C (sabitli ve trendli)} : \Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (2.7)$$

Dickey-Fuller (DF) birim kök sınaması için oluşturulan hipotezler şu şekildedir:

H₀: $\rho = 1$ veya $\delta = 0$ Seri durağan değildir.

H₁: $\rho < 1$ veya $\delta < 0$ Seri durağandır.

En küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilen modelde ρ 'nun en küçük kareler tahmincisi normal dağılım göstermez. Bu yüzden anlamlılık sınavında t-dağılımı kullanılamaz. Bunun için Dickey ve Fuller (1979) her bir model için sırasıyla $\tau, \tau_\mu, \tau_\tau$ kritik değerleri elde ederek yeni tablo değerleri üretmişlerdir. Hesaplanan tau istatistiği ile kritik değerler ile karşılaştırılarak birim kökün varlığı araştırılmaktadır. Eğer $\tau_{hesap} < \tau_{tablo}$ ise serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

2.1.2. Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi (1981)

DF testi hata terimlerinde otokorelasyon olmaması varsayımına dayanmaktadır. Dickey ve Fuller (1981), bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini modele dahil ederek otokorelasyon problemini ortadan kaldırmışlardır.

$$\text{Model A (sabitsiz ve trendsiz)} : \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.8)$$

$$\text{Model B (sabitli)} : \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.9)$$

$$\text{Model C (sabitli ve trendli)} : \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.10)$$

Uygun gecikme uzunluğunu belirleyebilmek için bilgi kriterlerinden (Akaike ya da Schwarz gibi) yararlanılabilir. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök sınaması için oluşturulan hipotezler şu şekildedir:

H₀: $\delta = 0$ Seri durağan değildir.

H₁: $\delta < 0$ Seri durağandır.

ADF testi için kullanılacak kritik değerler, DF testinin kritik değerlerinin aynısıdır. Hesaplanan tau istatistiği kritik değerler ile karşılaştırılarak birim kökün varlığı araştırılır. Eğer $\tau_{hesap} < \tau_{tablo}$ ise serinin durağan olduğuna karar verilmektedir (Enders, 2010:206-217).

2.1.3. Phillips Perron Birim Kök Testi (1988)

Phillips ve Perron (1988) çalışmalarında hata terimindeki otokorelasyon problemini çözmek için gecikmeli fark değerleri yerine non-parametrik bir süreç olan Newey-West hata düzeltme yöntemini kullanmaktadır. Phillips-Perron (PP) testinde, DF ve ADF testinin varsayımlarından bağımsız ve sabit varyansa sahip hata terimi ile ilgili varsayımlar esnetilerek kalıntıların değişen varyanslı olduğu durumda da kullanılabilir.

y_t için veri yaratma süreci $y_t = \alpha y_{t-1} + u_t$ ($t = 1, 2, \dots$) ve $\alpha = 1$ olsun. PP birim kök testi için aşağıda verilen iki regresyon denklemi dikkate alınmaktadır:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (2.11)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2}T \right) + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (2.12)$$

Burada $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$ en küçük kareler (EKK) regresyonu katsayıları ve T ise gözlem sayısıdır. Phillips ve Perron (1988), t-istatistiklerini şu şekilde tanımlamıştır:

$$t_{\hat{\alpha}} = (\hat{\alpha} - \alpha) \{ \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \}^{1/2} / \hat{s}, \quad t_{\hat{\mu}} = (\hat{\mu} - \mu) \{ \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \}^{1/2} / \hat{s} \quad (2.13)$$

$$t_{\tilde{\mu}} = (\tilde{\mu} - \mu) / (\tilde{s}^2 c_1)^{1/2}, \quad t_{\tilde{\beta}} = (\tilde{\beta} - \beta) / (\tilde{s}^2 c_2)^{1/2}, \quad t_{\tilde{\alpha}} = (\tilde{\alpha} - \alpha) / (\tilde{s}^2 c_3)^{1/2} \quad (2.14)$$

Burada \hat{s} ve \tilde{s} regresyon denklemlerinin standart hatalarıdır, c_i değişkeni $(X'X)^{-1}$ matrisinin i. köşegen elemanıdır ve $\bar{y}_{-1} = T^{-1} \sum y_{t-1}$ 'dir.

Phillips ve Perron (1988), sıkıcı (nuisance) parametre bağımlılığını asimptotik olarak ortadan kaldırmak için (2.11) ve (2.12) regresyonlarından elde edilen test istatistiklerini basit dönüşümler uygulayarak yeniden tanımlamışlardır:

$$Z(\hat{\alpha}) = T(\hat{\alpha} - 1) - \hat{\lambda} / \bar{m}_{yy}, \quad Z(t_{\hat{\alpha}}) = (\hat{s} / \hat{\sigma}_{T1}) t_{\hat{\alpha}} - \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{T1} / \bar{m}_{yy}^{1/2},$$

$$Z(t_{\tilde{\mu}}) = (\hat{s} / \hat{\sigma}_{T1}) t_{\tilde{\mu}} - \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{T1} m_y / \bar{m}_{yy}^{1/2} m_{yy}^{1/2}, \quad Z(t_{\tilde{\alpha}}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \tilde{\lambda} / M,$$

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

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

Burada,

$$m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2, \bar{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - \bar{y})^2, m_y = T^{-3/2} \sum y_t, m_{ty} = T^{-5/2} \sum ty_t,$$

$$M = (1 - T^{-2})m_{yy} + 12m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1})m_{ty}m_y - (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2})m_y^2,$$

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_{Tl}^2 - \hat{s}^2), \hat{\lambda}' = \hat{\lambda}/\hat{\sigma}_{Tl}^2, \tilde{\lambda} = \frac{1}{2}(\tilde{\sigma}_{Tl}^2 - \tilde{s}^2), \tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda}/\tilde{\sigma}_{Tl}^2.$$

PP birim kök sınaması için oluşturulan hipotezler şu şekildedir:

H₀: $\alpha = 0$ Seri durağan değildir.

H₁: $\alpha < 0$ Seri durağandır.

Eğer hesaplanan test istatistiği kritik değerden küçük ise serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

2.1.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Durağanlık Testi (1992)

Kwiatkowski vd., (1992) yaptıkları çalışmada standart birim kök testlerinin, birim köklü boş hipotezi reddetmede başarısız olduğunu, klasik hipotez testi gerçekleştirilirken boş hipoteze karşı güçlü bir kanıt olmadıkça boş hipotezin kabul edileceğini belirtmişlerdir. Bu durumun nedenini de çoğu ekonomik zaman serisinin birim kökünün varlığı konusunda pek bilgilendirici olmaması ve standart birim kök testlerinin alternatiflerine karşı çok güçlü olmaması olarak açıklamışlardır.

Durağanlığı test etmek için Y_t zaman serisini T gözlemden oluşan ve gözlem değerleri Y_1, Y_2, \dots, Y_t olarak tanımlayarak serinin deterministik bir trend, rassal yürüyüş süreci ve durağan hata toplamına ayrıştırabileceğini varsaymıştır;

$$Y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

Burada r_t rassal yürüyüş süreci ve $r_t = r_{t-1} + u_t$ 'dir. Aynı zamanda u_t iid (bağımsız ve özdeş dağılımlı) $(0, \sigma^2)$ dir. Kwiatkowski vd. (1992) (KPSS) testi için LM test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$KPSS = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\delta}^2 \quad (2.16)$$

Burada kalıntıların kısmi toplam işlemi $S_t = \sum_{t=1}^T e_t$ 'dir. e_t ise Y_t 'nin bir sabit ve zaman trendi üzerine regres edildikten sonra elde edilen kalıntılardır. $\hat{\delta}^2$, e_t 'nin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahminidir.

KPSS durağanlık testi için oluşturulan hipotezler şu şekildedir:

$H_0: \sigma_u^2 = 0$ Seri durağandır (Trend durağan).

$H_1: \sigma_u^2 > 0$ Seri durağan değildir.

Hipotezi test etmek için gerekli olan kritik değerler, Lagrange çarpanı kullanılarak elde edilmiş ve yazarların çalışmalarında yer verilmiştir. Eğer test istatistiği kritik değerden küçük ise H_0 hipotezi kabul edilerek serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

2.1.5. Ng ve Perron Birim Kök Testi (2001)

Ng ve Perron (2001) çalışmalarında, PP testlerinde ortaya çıkan boyut bozulması problemini düzeltmek için dört farklı M (Modified information Criteria-MIC) test istatistiği geliştirmişlerdir.

Veri üretme süreci aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t \quad (2.17)$$

Burada $\{u_t\}$ 'nin $iid(0, \sigma_u^2)$ olduğu varsayılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014:367). Test istatistikleri aşağıda verildiği gibi hesaplanmaktadır;

$$MZ_\alpha = (T^{-1}y_T^2 - S_{AR}^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2)^{-1} \quad (2.18)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \quad (2.19)$$

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2)^{1/2} \quad (2.20)$$

$$MP_T^{GLS} = \begin{cases} \frac{[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \bar{c} T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{S_{AR}^2} & \text{sabitli model} \\ \frac{[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{S_{AR}^2} & \text{sabitli ve trendli model} \end{cases} \quad (2.21)$$

Ng ve Perron (2001) yaptıkları çalışmada dönüştürülmüş test istatistiklerinin yanı sıra MP_T^{GLS} olarak tanımladıkları test istatistiklerini geliştirmişlerdir. Bu test istatistiği ADF-GLS testinin düzeltilmiş halidir. Ng-Perron testinde temel hipotezler MZ_t ve MZ_α için serinin durağan olmadığını MSB ve MP_t için ise serinin durağan olduğunu göstermektedir.

2.2. Yapısal Değişimlere İzin Veren Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde bazı dönemlerde keskin bir şekilde ortaya çıkan iniş ve çıkışlar olabilmektedir. Bunların başlıca sebepleri; savaşlar, doğal afetler, hükümet tarafından uygulanan politika değişiklikleri olarak gösterilebilir. Bu gibi durumlarda zaman serisi değişkenlerinde yapısal kırılma meydana gelebilmektedir. Perron 1989 yılında yaptığı çalışmada yapısal değişime ya da kırılmaya izin veren yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Çalışmasında birim kök sınaması yapılırken yapısal kırılmaların dikkate alınmaması durumunda durağan bir serinin durağan dışıymış gibi görülebilmesinin olası olduğunu belirterek, böylesi bir durumda kurulan regresyon modeline ait çıkarım ve öngörülerin yanlış olabileceğini göstermiştir (Perron, 1989: 1361-1363).

Serinin tek ya da daha fazla kırılma içermesi, kırılma tarihinin bilinip bilinmemesi gibi durumlardan hareketle geliştirilen çok sayıda birim kök testi bulunmaktadır. Bu çalışmada yapısal değişmeye izin veren birim kök testlerinden Perron (1989), Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine ve Papell (1997), Lee-Strazicich (2003), Kapetanios (2005), Carrion-i Silvestre vd. (2009) ve Narayan ve Popp (2010) testlerine kısaca değinilecektir.

2.2.1. Perron Birim Kök Testi (1989)

Nelson ve Plosser (1982), ABD'ye ait 14 zaman serisinin durağanlığını Dickey-Fuller (DF) birim kök testleri kullanarak araştırmış ve bu serilerin 13'ünün durağan olmadığı sonucunu elde etmişlerdir. Perron (1989) ise Nelson ve Plosser (1982) tarafından kullanılan aynı ABD makroekonomik serileri için modifiye edilmiş Dickey-Fuller testini kullanmış ve bu serilerin 3'ünün durağan olmadığı sonucunu elde etmişlerdir. Perron (1989), birim kök testi yapılırken yapısal kırılmaların dikkate alınmaması durumunda durağan bir serinin durağan dışı olarak belirlenmesinin olası olduğunu belirterek, böylesi bir durumda kurulan regresyon modeline ait çıkarım ve öngörülerin yanlış olabileceğini ifade etmiştir. Perron (1989) tarafından geliştirilen test, yapısal değişimin dışsal olarak belirlendiği ve bir tane yapısal değişime izin veren üç temel modeli dikkate almaktadır. Bu modeller şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\text{Model A (sabitte kırılmalı model): } y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (2.22)$$

$$\text{Model B (trendde kırılmalı model): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.23)$$

$$\text{Model C (sabitte ve trendde kırılmalı model): } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.24)$$

Bu modellerde yer alan kukla değişkenler şu şekilde elde edilir:

$$D(TB) = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$$A(L)e_t = B(L)v_t$$

$v_t \sim iid(0, \sigma^2)$, $A(L)$ ve $B(L)$ sırasıyla p. ve q. derece polinomaller ve L gecikme operatörüdür. Alternatif hipotez y_t serisinin deterministik bir doğrusal trend etrafında durağan bir seri olduğunu ifade eder. Üç model için alternatif hipotez altında incelenen modeller şu şekildedir;

$$\text{Model A: } y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (2.25)$$

$$\text{Model B: } y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (2.26)$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (2.27)$$

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Burada T_B kırılma zamanıdır. Perron (1989) çalışmasında ADF regresyonuna kukla değişkenler ekleyerek 3 ayrı modelin gösterimini şu şekilde yapmıştır:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (2.28)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (2.29)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (2.30)$$

Model A, Model B ve Model C için temel hipotezler şu şekildedir:

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

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

Model C: $\alpha^C = 1, \gamma^C = 0, \beta^C = 0$

Trend durağan süreci ifade eden alternatif hipotezler ise şu şekildedir:

Model A: $\alpha^A < 1, \beta^A \neq 0, \theta^A \neq 0$

Model B: $\alpha^B < 1, \beta^B \neq 0, \gamma^B \neq 0$

Model C: $\alpha^C < 1, \beta^C \neq 0, \gamma^C \neq 0, \theta^C \neq 0$

Hesaplanan test istatistiği Perron (1989) tarafından oluşturulan kritik değerlerle karşılaştırılır. Eğer hesaplanan test istatistiği kritik değerden küçük ise serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

2.2.2. Zivot-Andrews Birim Kök Testi (1992)

Zivot ve Andrews (1992) çalışmasında, Perron (1989) birim kök testinde kırılmanın dışsal olarak belirlenmesini eleştirerek, kırılmanın içsel olarak belirlendiği yeni bir test geliştirmişlerdir. Çalışmada, Perron'un yaklaşımında kırılma tarihleri seçiminin verilerin önceden izlenmesine dayandığı ve bu nedenle "ön test (pre-testing)" ile ilgili sorunların olabileceği ifade edilmiştir. Zivot-Andrews (ZA) birim kök testinde aşağıdaki üç denklem kullanılmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 254):

$$\text{Model A (sabitte kırılma): } y_t = \mu + \theta_1 DU(\lambda) + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2.31)$$

$$\text{Model B (trendde kırılma): } y_t = \mu + \theta_2 DT(\lambda) + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2.32)$$

$$\text{Model C (sabit ve trendde kırılma): } y_t = \mu + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2.33)$$

Burada, $t=1,2,\dots, T$ zamanı, T_B kırılma zamanını ifade etmektedir. Modellerde yer alan sabitte kırılmayı DU ve trendde kırılmayı ise DT kukla değişkenleri ifade etmektedir ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > T_B \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t - T_B & t > T_B \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Kırılma noktasının tahmini için EKK (En Küçük Kareler) yöntemi ile (T-2) sayıda regresyon tahmin edilmektedir. δ katsayısı için en küçük t-istatistiğini veren modelden elde edilen tarih kırılması noktası olarak belirlenmektedir. Daha sonra δ 'ya ait t-istatistiği değeri, ZA kritik değer tablo değeri ile karşılaştırılır. Eğer $t_{hesap} < kritik\ deęer_{tablo}$ ise serinin yapısal kırılma olmaksızın duraęan olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilmektedir. Alternatif hipotez ise serinin yapısal kırılmayla birlikte duraęan olduğunu göstermektedir.

2.2.3. Lumsdaine ve Papell Birim Kök Testi (1997)

Lumsdaine ve Papell (1997) çalışmalarında seride iki yapısal kırılmaya izin veren ve kırılmaların içsel olarak belirlendięi bir birim kök testi geliřtirmişlerdir. Model AA sadece düzeyde iki kırılmaya izin verirken, Model CC hem düzeyde hem de eğimde iki kırılmaya izin vermektedir. Model AA ve Model CC regresyon denklemleri ařaęıdaki gibidir.

$$\text{Model AA : } \Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_1 DT2_t + \sum_1^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2.34)$$

$$\begin{aligned} \text{Model CC: } \Delta y_t = & \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_2 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \phi_1 DT2_t \\ & + \sum_1^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (2.35)$$

TB_1 birinci kırılma zamanını, TB_2 ise ikinci kırılma zamanını göstermek üzere Model AA ve Model CC denklemlerindeki kukla deęişkenler řu şekilde tanımlanmaktadır;

$$\text{Model AA: } DU1_t = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken,} & 1 \\ \text{Dięer durumlarda,} & 0 \end{cases}, DU2_t = \begin{cases} t > TB_2 \text{ iken,} & 1 \\ \text{Dięer durumlarda,} & 0 \end{cases}$$

$$\text{Model CC: } DT1_t = \begin{cases} t > TB_1 \text{ iken,} & t - TB_1 \\ \text{Dięer durumlarda,} & 0 \end{cases}, DT2_t = \begin{cases} t > TB_2 \text{ iken,} & t - TB_2 \\ \text{Dięer durumlarda,} & 0 \end{cases}$$

Burada y_{t-1} 'in katsayısı α 'ya ait t-istatistiklerinin minimum olduęu yerde kırılma tarihleri (TB_1, TB_2) seçilir. Eğer $t_{hesap} < kritik\ deęer_{tablo}$ ise serinin yapısal kırılma olmaksızın duraęan olduğunu ifade eden H_0 hipotezi reddedilmektedir. Alternatif hipotez ise serinin iki yapısal kırılmayla birlikte duraęan olduğunu göstermektedir.

2.2.4. Lee-Strazicich Birim Kök Testi (2003)

Lumsdaine ve Papell (1997) birim kök testinde, birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez yapısal kırılma olmadığını varsaymaktadır. Bu nedenle temel hipotezin reddedilmesi birim kökün reddini ima etmemektedir. Ancak kırılma olmaksızın bir birim kökün reddini ima edebilir. Benzer şekilde alternatif hipotez kırılmalarla birlikte trend durağanlık anlamına gelmemektedir. Ancak birim kökün kırılmalara işaret ettiğini ima edebilir. Lee ve Strazicich (2003), hem temel hem de alternatif hipotez altında kırılmalara izin veren ve kırılmaların içsel olarak belirlendiği iki kırılmalı langrange çarpanı birim kök testine dayanan bir birim kök testi geliştirmişlerdir.

Testin veri üretme süreci aşağıda verilen şekildedir:

$$y_t = \delta'Z_t + X_t \quad (2.36)$$

$$X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.37)$$

Burada Z_t , dışsal değişkenler vektörüdür ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ 'dır.

Model A seviyede iki yapısal kırılmaya izin verir ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ olarak tanımlanır. D_{1t} ve D_{2t} , kukla değişkenleri göstermektedir. T_{Bj} , kırılmaları meydana geldiği zaman periyodunu göstermek üzere kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$D_{jt} = \begin{cases} 1, & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad j = 1,2$$

Model C seviye ve trendde olmak üzere iki değişimi içermekte ve $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ şeklinde ifade edilmektedir. DT_{1t} ve DT_{2t} kukla değişkenleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

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

Temel hipotez ($\beta = 1$) ve alternatif hipotez ($\beta < 1$) kırılma içerir. Model A için oluşturulan modeller temel hipotez ve alternatif hipotezler altında aşağıdaki şekildedir:

$$\text{Temel Hipotez: } y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (2.38)$$

$$\text{Alternatif Hipotez: } y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (2.39)$$

Burada v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimleri olmak üzere,

$$B_{jt} = \begin{cases} 1, & t = T_{Bj} + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad j = 1,2 \text{ ve } d = (d_1, d_2)'$$

Model C de benzer şekilde oluşturulabilir. Perron (1989), test istatistiklerinin asimtotik dağılımının boş hipotez altında kırılmaların büyüklüğüne göre değişmemesi için B_{jt} teriminin modele dahil edilmesi gerektiğini ifade etmiştir.

İki kırılmalı LM birim kök test istatistiği LM prosedürü kullanılarak aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (2.40)$$

Burada $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t=2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine kurulan regresyonundan elde edilen katsayılarıdır. $\tilde{\psi}_x$, $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile elde edilir. Birim kök temel hipotezi $\phi = 0$ ile gösterilir. LM test istatistiği aşağıdaki gibidir;

$$\tilde{\rho} = T \tilde{\phi} \quad (2.41)$$

$\tilde{\tau}$ = temel hipotez testinin t – istatistiği; $\phi = 0$

Test için kritik değerler Lee ve Strazicich (2003) tarafından çalışmalarında tablo halinde verilmiştir.

2.2.5. Kapetanios Birim Kök Testi (2005)

Kapetanios (2005) çalışmasında uygun kırılma sayısının ve kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği maksimum 5 kırılmaya izin veren birim kök testi geliştirmiştir. Banerjee vd. (1992) ve Zivot-Andrews (1992) tarafından tek kırılmalı durum için önerilen sıralı Dickey-Fuller t istatistiklerini takip etmeyi önermekte ve aşağıdaki model araştırmanın temelini oluşturmaktadır;

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \psi_i DT_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2.42)$$

1- $\gamma(L)$ birim çember dışında köklere sahip olup burada $\gamma(L) = \gamma_1 + \dots + \gamma_k L^k$ 'dir. $DU_{i,t}$ ve $DT_{i,t}$ sırasıyla sabit ve trend kırılma kukla değişkenleri olup aşağıdaki gibi tanımlanır;

$$DU_{i,t} = \begin{cases} 1, & t > T_{b,i} \\ 0, & \text{Diğer durumlarda} \end{cases} \quad DT_{i,t} = \begin{cases} t - T_{b,i}, & t > T_{b,i} \text{ iken} \\ 0, & \text{Diğer durumlarda} \end{cases}$$

Modelde yer alan kukla deęişkenler, $T_{b,i}$, i'ninci ($i= 1, 2, \dots, m$) kırılma tarihini göstermektedir. Kapetanios (2005) testinde, Bai ve Perron (1998) tarafından önerilen yöntem takip edilerek kırılma tarihleri belirlenmektedir.

Adım 1: Maksimum kırılma sayısı (m) belirlenir ve örnek üzerinde bütün olası kısımların kümesi T_1^a ile gösterilerek $\alpha = 1$ hipotezinin t-istatistikleri tek kırılma için elde edilir ve τ^1 olarak gösterilir.

Adım 2: ilk kırılma tarihi minimum kalıntı kareler toplamını (KKT) veren tarih olarak seçilir.

$$KKT = \sum_{t=k+2}^T (y_t - \mu_0 - \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \phi_i DU_{i,t} + \psi_i DT_{i,t})^2 \quad (2.43)$$

Adım 3: Tahmin edilen kırılma tarihi örneğe eklenir ve örneğin kalan kısmında tüm olası kısımların kümesi T_2^a ile gösterilerek tekrar $\alpha = 1$ hipotezi için t-istatistikleri elde edilir. Bu test istatistikleri seti τ^2 olarak gösterilir. τ^1 ile birleştirilerek ilk iki kırılma için test istatistikleri $\tau_1^2 = \tau^1 \cup \tau^2$ setinde birleştirilir.

Adım 4: Bir sonraki kırılma tarihi yine minimum KKT elde edilerek bulunur.

Adım 5: 3. ve 4. adımlar m kırılma sayısı elde edilene kadar yürütülür ve olası bütün kısımların sonuç kümeleri $i = 3, \dots, m$ olmak üzere T_i^a olarak belirtilir.

Adım 6: Uygun test istatistięi, $\tau_1^m = \tau^1 \cup \tau^2 \cup \dots \cup \tau^m$ arasından en küçüğü olarak belirlenir (τ_{min}^m).

Bu testte, birim kök temel hipotezini sınamak için gerekli olan kritik deęerler, Kapetanios (2005)'in çalışmasında tablo halinde verilmiştir.

2.2.6. Carrion-i Silvestre vd. Birim Kök Testi (2009)

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çalışmalarında, kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendięi beş tane yapısal kırılmaya izin veren bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Yapısal kırılma noktaları, Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak ve quasi-GLS yöntemi yardımıyla, dinamik programlama kullanılarak elde edilmektedir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009:1782).

Testte kullanılan stokastik veri üretme süreci aşağıda verilmiştir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (2.44)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (2.45)$$

Burada $\{u_t\}$ gözlenemeyen sıfır ortalamalı bir süreç, Hata terimi v_t ve $v_t = \sum_{i=1}^0 \gamma_i \eta_{t-i}$ 'dir.

Carrion-i Silvestre vd. (2009) çalışmalarında; Model 0, Model I ve Model II olmak üzere üç farklı model tanımlamışlardır. Model 0 seviyede kırılmaya izin vermektedir. Model I eğimde, Model II ise hem eğimde hem seviyede kırılmaya izin vermektedir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), beş farklı test istatistiği geliştirmiştir. Bunlar:

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)]}{S^2(\lambda^0)} \quad (2.46)$$

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

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (2.48)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (2.49)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2)(4s(\lambda^0)^2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{\frac{1}{2}} \quad (2.50)$$

Testin temel hipotezi yapısal kırılmalar ile birlikte birim kök vardır şeklinde iken alternatif hipotez ise yapısal kırılmalar ile birlikte birim kökün yokluğunu ifade etmektedir. Bu hipotezleri test etmek için gerekli olan asimtotik kritik değerler, bootstrap ile üretilmektedir. Kritik değerler Carrion-i Silvestre vd. (2009) tarafından çalışmalarında tablolatırılmıştır.

2.2.7. Narayan ve Popp Birim Kök Testi (2010)

Narayan ve Popp (2010) yaptıkları çalışmalarında kırılma tarihlerinin bilinmediğini varsayarak, kırılmaların kademeli-sapmalı (innovational outliers) olarak belirlendiği, iki kırılmayı dikkate alan ADF tipi bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Narayan ve Popp (2010) veri yaratma sürecini aşağıdaki gibi tanımlamıştır;

$$y_t = d_t + u_t \quad (2.51)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.52)$$

$$\varepsilon_t = \psi^*(L)e_t = A^*(L)^{-1}B(L) \quad (2.53)$$

Burada $e_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$ ve $A^*(L)$ ve $B(L)$ gecikme polinomlarının kökleridir.

Narayan ve Popp (2010), geliştirdikleri test için farklı iki model önermişlerdir. Birinci model trendli serilerin düzeyinde iki kırılmaya izin vermektedir. İkinci model ise trendde ve düzeyde iki kırılmaya izin vermektedir.

$$\text{Model 1: } y_t^{M1} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T'_{B,1,t}) + \theta_2 D(T'_{B,2,t}) + \delta_1 DU'_{1,t-1} + \delta_2 DU'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2.54)$$

$$\text{Model 2: } y_t^{M2} = \rho y_{t-1} + \alpha^* + \beta^* t + \kappa_1 D(T'_{B,1,t}) + \kappa_2 D(T'_{B,2,t}) + \delta_1^* DU'_{1,t-1} + \delta_2^* DU'_{2,t-1} + \gamma_1^* DT'_{1,t-1} + \gamma_2^* DT'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2.55)$$

$$DU'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i}), \quad DT'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}), \quad i=1,2.$$

θ_i ; sabitte kırılmanın, γ_i^* ise trendde kırılmanın büyüklüğünü gösteren parametrelerdir. Uygun kırılma tarihleri seçilirken bütün mümkün $(T_{B,1}, T_{B,2})$ kombinasyonlar denenerek F-istatistiğinin anlamlı ve maksimum olduğu tarihler seçilir. Test, $\rho = 1$ birim kök temel hipotezini $\rho < 1$ alternatif hipotezine karşı sınamaktadır. Testin kritik değerleri Monte Carlo simülasyonlarıyla hesaplanmıştır. Hesaplanan test istatistiği kritik değerlerden küçük olduğunda, seride birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir.

2.3. Fourier Birim Kök Testleri

Perron (1989) yapmış olduğu çalışmada, veri üretme sürecinde yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı durumlarda kırılmaları dikkate almayan birim kök testlerinin güç kaybettiğini belirtmiştir. Serideki yapısal kırılmalar anlık olarak meydana gelebileceği gibi bazı yazarlar, yapısal değişimin serinin seviyesi veya eğimi üzerindeki etkilerinin aşamalı olabileceğini kabul etmişlerdir. Kırılmaların yapısının keskin olmadığı ve daha yumuşak geçişlerin yaşandığı durumlarda bu testler geçerliliklerini yitirmektedir. Bu durumlar için doğrusal olmayan birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu testlerde doğrusal dışılığın yapısı ve kırılma sayısı önceden belirlenir. Ancak kırılmaların yapısının ve sayısının önceden belirlenemediği durumlarda her iki test grubu da durağanlık sınamaları

için yeterli gücü sağlayamamaktadır. Bu nedenle kırılma sayılarının ve yapısının önceden belirlenmesine gerek duyulmayan fourier fonksiyonu yaklaşımı kullanılan birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu testlerin bilinmeyen davranışları yakalayabildiği bilinmektedir.

2.3.1. Enders ve Lee Fourier Birim Kök Testi (2004)

Enders ve Lee (2004) birim kök testi, serilerin davranışlarını en iyi şekilde yakalayabilmek için fourier yaklaşımındaki tek frekans bileşeni kullanımına dayanmaktadır. Enders ve Lee (2004) tarafından önerilen testte yapısal kırılma tarihinin, yapısal kırılma sayısının ve fonksiyonel yapının belirlenmesine gerek duyulmamaktadır. Bu testin, kırılmaların kademeli olduğu durumlarda kullanılması daha uygundur.

Enders ve Lee (2004) testi için veri yaratma süreci şu şekildedir:

$$y_t = a_0 + \gamma t + a_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + a_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.56)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.57)$$

Teste ait hipotezler ise aşağıda verilmiştir:

$H_0: \beta = 1$ (Birim kök vardır)

$H_1: \beta < 1$ (Seri durağandır)

Bu hipotezleri sınamak için LM (Lagrange Multiplier) ve DF (Dickey Fuller) olmak üzere iki test prosedürü önerilmiştir.

LM test prosedürü:

Adım1: İlk farklar regresyonu tahmin edilir:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \quad (2.58)$$

Tahmin edilen $\tilde{\delta}_0$, $\tilde{\delta}_1$ ve $\tilde{\delta}_2$ katsayıları kullanılarak trendden arındırılmış bir seri oluşturulur:

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - \tilde{\delta}_0 t - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad t = 2, \dots, T \quad (2.59)$$

Burada $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt/T)$ 'dir ve y_1 ise y_t serisinin ilk gözlemidir. ψ , y_t 'den çıkartılarak ilk değerin etkisi kontrol edilmiş olur.

Adım 2: Aşağıdaki regresyon denklemi tahmin edilir:

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (2.60)$$

Serinin durağan olmadığını söyleyen $\phi = 0$ temel hipotezi altında LM test istatistiği τ_{LM} ve $\phi = 0$ temel hipotezini sınavan t test istatistiğidir. Enders ve Lee (2004) kritik değerleri simülasyon ile elde etmiş ve çalışmalarında tablolaştırmıştır.

DF test prosedürü;

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.61)$$

Denklem (2.56) tahmin edilir. DF tipi test istatistiğinin kullanımı frekans sayısı k ve örneklem boyutu T 'ye bağlıdır. Eğer k araştırmacı tarafından 1 olarak belirlenirse test doğrudan uygulanır. Eğer k değeri tahmin edilirse kırılma için test aşağıdaki adımlar izlenerek uygulanabilir.

Adım 1: $1 \leq k \leq 5$ aralığındaki bütün değerler için (2.61) numaralı model tahmin edilir. Bütün değerler için tahmin edilen tüm regresyonlardan minimum kalıntı kareleri toplamı (KKT) değerine sahip regresyonun frekans değeri uygun \hat{k} değeri olarak belirlenir. Eğer seride otokorelasyon varsa Δy_t 'nin gecikmeli değerleri modele eklenir.

Adım 2: $c_3 = c_4 = 0$ temel hipotezi için F-testi uygulanır. Kritik değerler Enders ve Lee (2004) çalışmalarında yer almaktadır. Eğer F değeri kritik değerden küçükse lineer trend temel hipotezi reddedilemez. Bu durumda klasik Dickey-Fuller testi uygulanmalıdır.

Adım 3: τ_{DF} , Denklem (2.61)'de $\rho = 0$ temel hipotezinin t-istatistiğidir. Kritik değerler k 'nın tahmin edilen bütün değerleri için Enders ve Lee (2004)'nin çalışmasında tablo halinde verilmiştir.

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

Veri üretme sürecinde varolan yapısal kırılmanın yapısı doğru bir şekilde modellenmezse birim kök testleri geçersiz olabilmektedir. Becker vd. (2006), çalışmalarında kırılmaların kademeli olarak gerçekleştiği durumlar için, kırılmaların zamanının ve yapısının bilinmesine gerek olmayan bir test geliştirmişlerdir. Kırılmanın

yapısının ani olmayıp kademeli olarak belirlendiği durumlar için geliştirdikleri bu birim kök testinin gücünün diğer testlere göre daha iyi olduğunu çalışmalarında göstermişlerdir.

Becker vd. (2006) tarafından önerilen bu test, temel hipotezin zayıf durağanlığı gösterdiği veri yapısının sürekli olduğu KPSS tipi bir durağanlık testidir. Bu test için kullanılan veri yaratma süreci şu şekilde belirlenmiştir:

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (2.62)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (2.63)$$

Burada ε_t durağan hatalardır. u_t , σ_u^2 varyanslı bağımsız özdeş dağılımlı hata sürecidir. y_t 'nin seviyede durağan olduğunu göstermek için $X_t=[1]$, trend durağan bir sürecin ifadesi olarak ise $X_t = [1, t]'$ ifadesi kullanılmıştır. $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]'$ şeklinde seçilmiş fourier yapısıdır. T örneklem boyutu k ise frekans sayısıdır. $\alpha(t)$ kırılmaların bilinmeyen sayısının ve bilinmeyen yapısının bir fonksiyonu olmak üzere Fourier modeli aşağıdaki şekilde gösterilmiştir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad n < T/2 \quad (2.64)$$

Burada n yakınsama için belirlenebilecek mümkün bütün frekansların sayısıdır, k ise özel bir frekans sayısını temsil etmektedir. $n=T/2$ olduğunda $\alpha(t)$ mükemmel uyum sergileyecektir. Tek frekans bileşeni kullanılarak oluşturulan model aşağıdaki şekildedir:

$$\alpha(t) \cong Z_t' \gamma = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.65)$$

Burada $[\gamma_1, \gamma_2]$ frekansın genişliğini ve yer değiştirmesini (displacement) ölçmektedir. Test istatistiğini elde edebilmek için öncelikle aşağıdaki regresyon modelleri tahmin edilir:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.66)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.67)$$

Denklem (2.66) seviyede durağanlık temel hipotezini test ederken, Denklem (2.67) ise trend durağanlık temel hipotezini sınar. $\tau_\mu(k)$, Denklem (2.66)'nin ve $\tau_\tau(k)$ ise

Denklem (2.67)'nin test istatistiğini göstermek üzere bu test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\tau_{\mu}(k) \text{ veya } \tau_{\tau}(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2} \quad (2.68)$$

Burada $\tilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_j$ ve \tilde{e}_j regresyonlardan elde edilen EKK hatalarıdır. $\tilde{\sigma}^2$ uzun dönem varyansının parametrik olmayan tahminidir ve parçalı gecikme parametresi l ve w_j ağırlıkları kullanılarak aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2 \sum w_j \tilde{\gamma}_j \quad (2.69)$$

Burada $\tilde{\gamma}_j$, Denklem (2.66) ve Denklem (2.67)'den elde edilen \tilde{e}_t kalıntılarının j . otokovaryanslarıdır.

Veri üretme sürecinde doğrusal olmayan trend mevcut değilse standart KPSS testi kullanılarak testin gücü artırılabilir. Bu yüzden testi yapmadan önce doğrusal olmayan trendin varlığı test edilmelidir. Bu hipotez F test istatistiği kullanılarak sınanabilir. Verilen bir k frekansında F-test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$F_i(k) = \frac{(KKT_0 - KKT_1(k))/2}{KKT_1(k)/(T - q)}, \quad i = \mu, \tau \quad (2.70)$$

$KKT_1(k)$, regresyonlardan elde edilen kalıntı kareleri toplamını, q ise bağımsız değişken sayısını göstermektedir. KKT_0 trigonometrik terimler olmadan elde edilen kalıntı kareler toplamıdır. F testi sadece durağanlık temel hipotezi reddedilemediği durumlarda kullanılabilir. Gerekli kritik değerler Becker vd. (2006) tarafından tablolaştırılarak sunulmuştur.

2.3.3. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier Birim Kök Testi (2010)

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), yapısal kırılmaları ve doğrusal olmayan yapıları birlikte göz önünde bulunduran birim kök testleri geliştirmişlerdir.

Bir stokastik y_t değişkeni için aşağıdaki model dikkate alınabilir;

$$y_t = \delta(t) + v_t \quad (2.71)$$

Burada $v_t \sim N(0, \sigma)$ ve $\delta(t)$ zamanla değişen deterministik bileşendir. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), $\delta(t)$ için Fourier serilerini kullanmışlardır:

$$\delta(t) = \delta_0 + \sum_{k=1}^G \delta_1^k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^G \delta_2^k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.72)$$

Burada k Fourier fonksiyonunun frekans sayısını, t zaman terimini, T ise örneklem boyutunu ifade etmektedir.

Temel hipotezin ($\delta_k \neq 0$) en az bir frekans ($k=1,2,\dots,G$) için reddedilmesi durumunda lineer olmayan fonksiyon, y_t 'nin deterministik bileşenini yeterince açıklayabilmektedir ve veri üretme sürecinde en az bir yapısal değişiklik bulunmaktadır. Aksi halde herhangi bir yapısal değişim olmadan lineer model özel bir durum olarak ortaya çıkmaktadır. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), modele dahil edilecek frekans sayısını (G) belirlemek için tek frekansın yeterli olduğunu ifade eden Ludlow ve Enders (2000)'ı takip etmişlerdir. Böylece denklem aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$\delta(t) = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.73)$$

Eğer uygun frekans sayısı k biliniyorsa, Denklem (2.71)'de bilinmeyen yapısal kırılmaların varlığı test edebilirdi. Bununla birlikte k 'nin gerçek değeri genellikle bilinmemektedir. Uygun frekans sayısını bulabilmek için k 'nin 1 ile 5 arasındaki her bir tamsayı değeri için Denklem (2.71) tahmin edilmektedir. Daha sonra en küçük kalıntı kareler toplamını veren k değeri uygun frekans sayısı olarak seçilmektedir.

y_t 'nin veri üretme sürecinde bilinmeyen kırılmaların varlığı temel hipotezi ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$) alternatif hipoteze ($H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$) karşı test ederek araştırılmaktadır. Bu temel hipotezi test etmek için F istatistiği kullanılabilir. Kısıtlı (geçici) yapısal kırılmalar için yapılan bu test, kırılmalar geçici olduğunda ve kırılmalar zıt yönlerde olma eğiliminde olduğunda özellikle diğer testlere göre iyi bir performans göstermektedir. Veriler durağan değilse F-istatistiğinin düşük güce sahip olmasından dolayı, bu test sadece birim kökün varlığını ifade eden temel hipotezin reddedilmesi durumunda kullanılabilir. Bu kapsamda aşağıda verilen model dikkate alınır;

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (2.74)$$

Temel hipotez aşağıda verildiği gibi ifade edilebilir:

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

Burada h_t 'nin sıfır ortalama ile durağan bir süreç olduğu varsayılmaktadır. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından önerilen test istatistikleri üç adımlı bir prosedür ile hesaplanmaktadır. Prosedür aşağıdaki gibi uygulanır:

Adım 1: İlk adım, uygun frekans değerinin (k^*) elde edilmesini içermektedir. 1 ile 5 arasındaki k değerleri için EKK yöntemi kullanılarak Model (2.74)'de doğrusal olmayan deterministik bileşen tahmin edilir ve kalıntı kareler toplamını minimum yapan k değeri seçilir. Daha sonra modelin EKK kalıntıları hesaplanır.

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (2.75)$$

Adım 2: İkinci adımda, elde edilen EKK kalıntılarına birim kök testi uygulanmaktadır. Birim kök testi için doğrusal ve doğrusal olmayan üç farklı model önerilmiştir.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (2.76)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} (1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i}^2)) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t, \quad i = 1, 2, \dots, L \quad (2.77)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (2.78)$$

Burada $\theta > 0$ ve u_t beyaz gürültü hata terimidir.

Adım 3: Eğer ikinci adımda birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilirse üçüncü adımda Model (2.74) için F testi kullanılır. Bu aşamada $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezi $H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipoteze karşı sınanır. Temel hipotez reddedilirse değişkenin kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan olduğu sonucuna varılabilir.

Model (2.76), Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından Fourier-ADF (FADF) olarak adlandırılan regresyon standart ADF'dir. Model (2.77) ve Model (2.78) ayarlama hızının doğrusal olmadığını varsaymakta ve ESTAR süreç izlemektedir. Model

(2.77), Kilic ve de Jong (2006) tarafından geliştirilen birim kök testidir. Model (2.78) ise Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından Fourier-KSS (FKSS) olarak adlandırılan ve Kapetanios vd. (2003) tarafından geliştirilen birim kök testidir. Tüm modeller, deterministik bileşendeki kırılmaları giderdikten sonra orijinal serilerde birim kökün varlığını test etmeyi sağlamaktadır. FADF modeli için birim kökün varlığını ifade eden $H_0: \alpha_1 = 0$ temel hipotezi, $H_1: \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Model (2.77) ve Model (2.78), geçici kırılmalara ek olarak, doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşı birim kökün varlığının test edilmesine izin vermektedir.

2.3.4. Enders ve Lee Dickey-Fuller Tipi Fourier Birim Kök Testi (2012)

Enders ve Lee (2012) yaptıkları çalışmada, DF tipi fourier yaklaşımını bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu test için veri üretme süreci aşağıda tanımlanmıştır:

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (2.79)$$

Burada ε_t , σ_ε^2 varyanslı durağan bir hata terimidir. $\alpha(t)$, deterministik teriminin zamana bağlı bir fonksiyondur. $\rho = 1$ için birim kök temel hipotezini test etmek amaçlanmaktadır. Fakat $\alpha(t)$ 'nin yapısı bilinmediği zaman modelleme hatası oluşacaktır. Bu nedenle Enders ve Lee (2012) çalışmalarında $\alpha(t)$ 'nin yapısı için Fourier modellemesini önermişlerdir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos(2\pi kt/T) \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (2.80)$$

Burada n frekans sayısını k belirli bir frekansı ve T ise gözlem sayısını temsil etmektedir. Eğer $\alpha_1 = \beta_1 = \dots = \alpha_n = \beta_n = 0$ ise süreç doğrusaldır ve geleneksel birim kök testleri kullanılabilir. Eğer kırılma yada doğrusal olmayan trend varsa en az bir Fourier frekansı kullanılmalıdır. Enders ve Lee (2012) aşağıdaki modelin kullanılmasını önermişlerdir:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.81)$$

Adım1: $1 \leq k \leq 5$ olacak şekilde k 'nin tüm tamsayı değerleri için Denklem (2.81) EKK yöntemi ile tahmin edilir. En küçük kalıntı kareler toplamını veren modelin k değeri seçilir.

Adım2: Bu adımda doğrusal olmayan yapının varlığı araştırılır. Bunun için temel hipotez $c_3 = c_4 = 0$ için F testi uygulanır. Veri üretme sürecinde birim kök temel hipotezinden yararlanıldığında F-istatistiğinin dağılımı standart değildir. Eğer elde edilen F-istatistiği kritik değerden küçük ise doğrusallığı ifade eden temel hipotez reddedilemez. Enders ve Lee (2012) bu durumda standart doğrusal Dickey-Fuller testinin kullanılmasını önermişlerdir.

Kritik değerler frekans sayısı k 'ya ve örneklem boyutu T 'ye bağlıdır. Kritik değerler Fourier terimlerinden ve diğer deterministik terimlerden etkilenmez. Enders ve Lee (2012), (2.81) modelinde $\rho = 0$ temel hipotezi için t istatistiğini $\tau_{DF,t}$ olarak ifade etmiş ve çalışmalarında simülasyon kullanarak $\tau_{DF,t}$ için kritik değerleri tabloştürmüşlerdir.

2.3.5. Enders ve Lee LM Tipi Fourier Birim Kök Testi (2012)

Enders ve Lee (2012) çalışmalarında, Gallant (1981)'in önerdiği esnek Fourier formuna dayanan birim kök testini geliştirmişlerdir. Bu test kullanılarak yumuşak geçişli kırılmaya sahip serilerin düşük frekanslı bileşenleri kullanılarak birim kök sınaması yapılabilmektedir. Bu nedenle, kesin kırılma şeklini modellemek zorunda kalmadan bir birim kökü test etmek mümkün olmaktadır.

Enders ve Lee (2012), zamanın bir fonksiyonu olan ve $d(t)$ ile gösterilen deterministik terime izin veren Dickey-Fuller tipi modelleme türünü aşağıdaki şekilde göstermişlerdir.

$$y_t = d(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (2.82)$$

Burada ε_t , σ_ε^2 varyansla durağan bir hata terimidir ve $d(t)$ ise t 'nin deterministik bir fonksiyonudur. Eğer $d(t)$ 'nin fonksiyonel formu biliniyorsa $\rho = 1$ birim kök temel hipotezi doğrudan sınanabilir. Ancak $d(t)$ 'nin formunun bilinmediği durumlarda modelleme hatası ortaya çıkar bu yüzden Enders ve Lee (2012) $d(t)$ için aşağıdaki Fourier yapısını önermişlerdir:

$$d(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos(2\pi kt/T) \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (2.83)$$

Burada n frekans sayısını; k belirli bir frekansı ve T ise gözlem sayısını göstermektedir. Enders ve Lee (2012) geliştirdikleri birim kök testi için veri yaratma sürecini aşağıdaki şekilde göstermişlerdir:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma t + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad k \leq T/2 \quad (2.84)$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.85)$$

Burada $\rho = 1$ birim kök temel hipotezine karşın, $\rho < 1$ alternatif hipotezi LM test süreciyle sınanır.

Adım1: İlk farklar modeli tahmin edilir:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \quad (2.86)$$

Adım2: $\tilde{\delta}_0, \tilde{\delta}_1$ ve $\tilde{\delta}_2$ tahmin edilen katsayıları kullanılarak seri trendden arındırılır.

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - \tilde{\delta}_0 t - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad t = 2, \dots, T \quad (2.87)$$

Burada $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt/T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt/T)$ ve y_1, y_t serisinin ilk gözlemidir.

Adım3: Regresyon modeli oluşturularak test edilir:

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (2.88)$$

Eğer seri durağansa $\phi = 0$ olacaktır, LM test istatistiği; $\tau_{LM} = \phi = 0$ 'dir. τ_{LM} test istatistiği için kritik değerleri Enders ve Lee (2012) çalışmasında tablolamıştır.

2.3.6. Rodrigues ve Taylor GLS Fourier Birim Kök Testi (2012)

Rodrigues ve Taylor (2012) çalışmalarında, yerel genelleştirilmiş en küçük karelere (GLS) dayalı trendden arındırma prosedürü kullanarak bilinmeyen deterministik bileşenler için Fourier yaklaşımının kullanıldığı yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir.

Test için oluşturulan veri üretme süreci şu şekildedir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_3 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.89)$$

$$x_t = \phi x_{t-1} + u_t \quad (2.90)$$

Burada hata terimi $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 'dir. Fourier frekansı k , sabit bir değer almaktadır. (2.89) nolu regresyon için hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0: \phi = 1, \text{ (durağan dışılık)}$$

$$H_1: |\phi| < 1 \text{ (durağanlık)}$$

Denklem (2.89) şu şekilde ifade edilebilir;

$$y_t = z_t' \alpha + f_t(k)' \phi + x_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2.91)$$

Burada $z_t: (1, t)$, $\alpha: (\alpha_0, \alpha_1)'$, $f_t(k) = \left(\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right)'$ ve $\phi = (\phi_1, \phi_2)'$ 'dir. Model vektör formunda aşağıdaki gibi yazılır;

$$y = Z\alpha + f(k) \phi + x \quad (2.92)$$

Burada $Z: (z_1', \dots, z_T')$ ve $f(k): (f_1(k)', \dots, f_T(k)')$ şeklinde $T \times 2$ boyutlu matrisler, y ve x ise $T \times 1$ boyutlu vektörlerdir.

(2.89) ve (2.90) numaralı modeller için birim kök testi problemini GLS trendden ayırıştırma yaklaşımı çerçevesinde ele almak için Rodrigues ve Taylor (2012) aşağıdaki iki adımdan oluşan prosedürü geliştirmişlerdir.

Adım1: Aşağıdaki EKK modelleri oluşturulur:

$$y_{\bar{c}_{k,\zeta}} = \left(y_1, y_2 - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) y_1, \dots, y_T - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) y_{T-1} \right)' \quad (2.93)$$

$$v_{\bar{c}_{k,\zeta}} = \left[v_1, v_2 - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) v_1, \dots, v_T - \left(1 + \frac{\bar{c}_{k,\zeta}}{T}\right) v_{T-1} \right]' \quad (2.94)$$

Burada $v_t = (z_t', f_t(k)')'$, $\theta = (\alpha', \phi)'$ parametre vektörünü elde edebilmek için tahmin edilir. Bu tahmin $\hat{\theta}_{\bar{c}_{k,\zeta}} = (\hat{\alpha}'_{\bar{c}_{k,\zeta}}, \hat{\phi}'_{\bar{c}_{k,\zeta}})'$ aracılığıyla yapılır. Yerel GLS trendden arındırma parametresinin değeri $\bar{c}_{k,\zeta}$ 'dir. $\zeta = \mu, \tau$ olarak ifade edilmektedir. Burada μ , $z_t=1$ sabit durumunu göstermektedir. τ , $z_t = (1, t)'$ doğrusal trend durumunu, k ise fourier frekansını göstermektedir.

Adım2: Yerel GLS trendden arındırılmış serilerin üzerine kurulan regresyona birim kök testi uygulanır:

$$\Delta y_t^{\bar{c}_{k,\zeta}} = \phi y_{t-1}^{\bar{c}_{k,\zeta}} + u_t \quad t = 2, \dots, T \quad (2.95)$$

Test istatistiğinin gösterimi $t_{\phi}^{ERS_f^z}$ şeklindedir. Kritik değerler Rodrigues ve Taylor (2012)'un çalışmalarında yer almaktadır.

2.3.7. Furuoka Birim Kök Testi (2017)

Furuoka (2017) çalışmasında, Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen ve yapısal değişimi içsel olarak belirleyen ADF regresyon modeline fourier yapısını ekleyerek yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu testi FADF-SB olarak adlandırmıştır. Testin temel hipotezi için oluşturulan model;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.96)$$

şeklindedir. Testin alternatif hipotezi için oluşturulan model;

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \varepsilon_t \quad (2.97)$$

şeklinde formüle edilmiştir. Furuoka (2017) tarafından önerilen FADF-SB modeli aşağıdaki şekilde gösterilmiştir:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \mu + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \rho y_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.98)$$

Burada β eğim parametresi, k fourier yapısı için frekans sayısıdır. γ trigonometrik terimlerin eğim parametresi, t deterministik trend, T gözlem sayısı, $\pi = 3.14$, δ yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresidir. θ zamanda meydana gelen yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresidir ve bu kukla değişkenler şu şekilde tanımlanır;

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}, \quad D(T_B)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Bu test hem kırılma konumuna (λ) hem de frekansa (k) duyarlıdır. k değeri en küçük KKT'nı veren değer olarak belirlenir. FADF-SB modeli için en küçük ADF test istatistiğini veren değer, optimal kırılma konumu ($\tilde{\lambda}$) olarak belirlenir. Uygun frekans sayısı ve kırılma konumu aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$\tau_{FADF-SB}(\tilde{\lambda}, \tilde{k}) = \inf \tau_{FADF-SB}(\lambda, k) \quad (2.99)$$

FADF-SB modelinin trigonometrik terimlerinin anlamlılığına F testi ile karar verilmektedir.

2.4. Doğrusal Olmayan Modellere Dayanan Birim Kök Testleri

Ekonometrik analizler yapılırken model tanımlamaları işlem kolaylığı sağladığı için genellikle doğrusal olarak yapılır. Doğrusal modellerle ifade edilen birim kök testleri serilerin doğrusal bir yol izlediği varsayımına dayanır. Bu varsayım sağlanmadığında doğrusal birim kök testlerinin uygulanması model tanımlama hatası yapıldığı için yanlış sonuçlar elde edilmesine neden olacaktır. Bu yüzden zaman serilerinin durağanlık sınamaları için geliştirilen birim kök testleri ve yapılan diğer bütün analizler için modelin doğrusal olmama durumu göz önüne alınmalıdır.

Doğrusal olmayan modelleme özellikle finansal zaman serilerinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Enders ve Granger (1998) yaptıkları simülasyon çalışmaları ile, model yapısı gerçekte doğrusal olmayan yapıya uyduğu halde doğrusal birim kök testlerinin kullanılması durumunda testin gücünün düşük olduğunu göstermişlerdir.

2.4.1. Enders ve Granger (1998) Birim Kök Testi

Enders ve Granger (1998), asimetric düzeltme içeren durağanlık alternatif hipotezine karşı birim kök temel hipotezinin sınındığı birim kök testini geliştirerek kritik değerleri üretmişlerdir. Bu testte kullanılan süreç, momentum eşik değerli otoregresif (MTAR) süreçlerdir. Serideki keskin hareketlerin momentum eşik değerli otoregresif model ile yakalanmasının daha mümkün olduğunu belirterek momentum eşik otoregresif birim kök testini geliştirmişlerdir. Bu test için kullanılan model aşağıda gösterildiği şekildedir:

$$\Delta y_t = I_t p_1 y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.100)$$

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

Burada I_t , gösterge fonksiyonu, y_t ortalama veya trendden arındırılmış seridir. Eğer sistem yakınsama eğilimindeyse serinin uzun dönem denge değeri $y_t = 0$ olmaktadır. Eğer y_{t-1} uzun dönem denge değerinin üzerindeyse düzeltme $p_1 y_{t-1}$, uzun dönem denge değerinin altında ise düzeltme $p_2 y_{t-1}$ 'dir. Eğer $p_1 = p_2$ ise düzeltme simetriktir.

Testin hipotezleri şu şekildedir:

$$H_0: p_1 = p_2 = 0 \quad (\text{seri durağan değildir.})$$

$$H_1: p_1 \neq p_2 \neq 0. \quad (\text{seri durağandır.})$$

y_t serisinin sabit terim ile regresyonundan elde edilen kalıntıların negatif veya pozitif olma durumuna göre gösterge fonksiyonu oluşturularak aşağıdaki model tahmin edilir:

$$\Delta \hat{y}_t = I_t p_1 (\hat{y}_{t-1} - \hat{a}_0) + (1 - I_t) p_2 (\hat{y}_{t-1} - \hat{a}_0) + \varepsilon_t \quad (2.101)$$

Burada \hat{a}_0 , $\{y_t\}$ serisinin tahmin edilen örneklem ortalamasıdır. Bu modeldeki parametrelerin anlamlılığı F sınaması ile sınanır ve Enders Granger (1998) tarafından elde edilen kritik değerler ile test istatistiği karşılaştırılarak karar verilir. Test istatistiği kritik değerden büyükse, temel hipotez reddedilerek serinin durağan olduğu sonucuna varılır.

2.4.2. Caner ve Hansen Birim Kök Testi (2001)

Bu test ile birim kök süreci ve doğrusal dışılık durum aynı anda sınanmaktadır. Teste ait model gösterimi aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} < \lambda\}} + \theta_2' x_{t-1} I_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} + e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.102)$$

Burada $x_{t-1} = (y_{t-1} r_t' \Delta y_{t-1} \dots \Delta y_{t-k})'$, e_t bağımsız özdeş dağılımlı hata terimini, $Z_t = y_t - y_{t-m}$, r deterministik bileşenleri, λ eşik değeri ifade etmektedir.

$$I_{\{\cdot\}} \text{ gösterge fonksiyonu, } I_{\{\cdot\}} = \begin{cases} 1 & Z_{t-1} < \lambda \\ 0 & Z_{t-1} \geq \lambda \end{cases} \text{ şeklinde tanımlanır.}$$

y_{t-1} 'in eğim katsayısı μ_1 ve μ_2 , deterministik bileşenlerin eğim katsayıları β_1 ve β_2 , $\Delta y_{t-1} \dots \Delta y_{t-k}$ ifadesinin eğim katsayıları p_1 ve p_2 dir.

θ_1 ve θ_2 'nin gösterimi şu şekildedir.

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \beta_1 \\ p_1 \end{pmatrix} \quad \theta_2 = \begin{pmatrix} \mu_2 \\ \beta_2 \\ p_2 \end{pmatrix}$$

Eşik değerli otoregresif modellerin tahmini EKK ile yapılabilmektedir. Modelin EKK tahmini aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t = \theta_1'(\lambda) x_{t-1} I_{\{z_{t-1} < \lambda\}} + \theta_2'(\lambda) x_{t-1} I_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} + e_t(\lambda) \quad (2.103)$$

σ^2 'nin EKK tahmini ise aşağıdaki gibidir;

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t(\lambda)^2 \quad (2.104)$$

Model tahmin edildikten sonra doğrusallığın ve eşik etkisini test etmek için kurulan temel hipotez aşağıdaki şekildedir:

$$H_0 = \theta_1 = \theta_2$$

Doğrusallığı test etmek için Caner ve Hansen (2001) aşağıdaki test istatistiğini önermişlerdir.

$$W_t(\lambda) = T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) - 1} \right) \quad (2.105)$$

$\hat{\sigma}_0^2$ doğrusal modelin varyansını, $\hat{\sigma}^2$ ise eşik değerli modelin varyansını göstermektedir.

Birim kök sürecinin tahmini için kurulan temel hipotez ve alternatif hipotezler (iki farklı alternatif hipotez kurulabilir) aşağıdaki gibidir:

$$H_0: p_1 = p_2 = 0 \quad (\text{birim kök vardır.})$$

$$H_1: p_1 < 0, p_2 < 0 \quad (\text{birim kök yoktur.})$$

$$H_2: \begin{cases} p_1 < 0, & p_2 = 0 \\ p_1 = 0, & p_2 < 0 \end{cases} \quad (\text{rejimlerden biri birim köklü diğeri birim köklü değildir.})$$

H_1 hipotezi için tek yönlü Wald test istatistiği:

$$R_{1T} = t_1^2 I_{(\hat{p}_1 < 0)} = t_2^2 I_{(\hat{p}_1 < 0)} \quad (2.106)$$

H_2 hipotezi için çift taraflı Wald test istatistiği:

$$R_{2T} = t_1^2 = t_2^2 \quad (2.107)$$

şekindedir. Kullanılan t_1 ve t_2 , EKK tahmininden elde edilen \hat{p}_1 ve \hat{p}_2 katsayılarının t istatistikleridir. Caner ve Hansen (2001) kritik değerleri, eşik değer bilindiği ve bilinmediği durum için bootstrap tekniğini kullanılarak belirlemişlerdir.

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

Kapetanios vd. (2003) tarafından geliştirilen bu test birim kökün varlığını ifade eden temel hipoteze karşı durağanlığı ifade eden doğrusal olmayan ESTAR sürecini sınamaktadır. ESTAR modeli şu şekildedir:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - e^{(-\theta y_{t-1}^2)}] + \varepsilon_t \quad (2.108)$$

Burada θ parametresi ortalamaya dönme hızını belirlemektedir. y_t ise ortalamadan ve trendden arındırılmış seriyi ifade eder ve $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ dir.

Bu model için sınanacak hipotezler şu şekildedir:

$$H_0: \theta = 0 \text{ (birim kök vardır.)}$$

$$H_1: \theta > 0 \text{ (doğrusal olmayan durağanlık vardır.)}$$

Temel hipotezin geçerli olduğu durum için γ parametresi tanımlanmadığından bu hipotezi doğrudan sınamak mümkün değildir. Bu yüzden geçiş fonksiyonu Taylor açılımı kullanılarak aşağıdaki biçime dönüştürülür.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + e_t \quad (2.109)$$

Bu denklem kullanılarak $\delta = 0$ temel hipotezine karşı $\delta < 0$ 'ı test eden t -tipi bir test istatistiği elde etmişlerdir;

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{sh(\hat{\delta})} \quad (2.110)$$

Burada $\hat{\delta}$; δ 'nin EKK tahminidir ve $sh(\hat{\delta})$; $\hat{\delta}$ 'nin standart hatasıdır. Hesaplanan bu istatistik asimptotik olarak normal dağılmadığından Kapetanios vd. (2003), bu test istatistiği için belirledikleri kritik değerleri çalışmalarında vermişlerdir. Elde edilen t -istatistiği değeri tablo değeri ile karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilmektedir.

2.4.4. Kruse Birim Kök Testi (2011)

Kruse (2011) çalışmasında KSS testinde üstel yumuşak geçiş fonksiyonunda yer alan konum parametresinin $c = 0$ olduğuna ilişkin varsayımı hafifleterek $c \neq 0$ durumunu dikkate almıştır. Taylor yaklaşım tekniğini kullanarak yumuşak geçişli modelin yaklaşımını aşağıdaki gibi elde etmiştir.

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2.111)$$

Teste ilişkin temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0 \text{ (Birim kök vardır)}$$

$H_0: \beta_1 < 0$ ve $\beta_2 \neq 0$ (Doğrusal olmayan durağanlık vardır)

Kruse (2011) Wald testinin değiştirilmiş versiyonu olan τ testini önermektedir. Test istatistiği ise aşağıda verilen denklem ile hesaplanmaktadır;

$$\tau = t_{\beta_2=0}^2 + 1(\hat{\beta}_1 < 0)t_{\beta_1=0}^2 \quad (2.112)$$



ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

KOMBİNASYON YÖNTEMLERİ

Farklı yöntemlerle aynı konuda yapılmış araştırma sonuçlarını birleştirerek anakütleyle ilişkin tahmin yapmak için olasılık değerlerinin (p değerleri) birleştirilmesi, deneysel çalışmaların etki büyüklüklerinin birleştirilmesi ve korelasyon çalışmalarının etki büyüklüklerinin birleştirilmesi gibi çeşitli meta analiz yöntemleri geliştirilmiştir. Bu çalışmada olasılıkların birleştirilmesi ile ilgilenildiği için bu bölümde diğer birleştirme yöntemlerine değinilmeyecektir.

Kombinasyon sonuçlarının istatistiksel anlamlılığı için yapılan testlerin, nicel araştırmaların sentezi için geliştirilen ilk prosedürler olması muhtemeldir. Bu prosedürlere ilk olarak L.C.H. Tippett'in (1931) yayınlanan kitabında rastlanılmaktadır. Kısa bir süre sonra, anlamlılık testlerinin kombinasyonu Fisher (1932) ve Pearson (1933) 'ın dikkatini çekmiştir. O zamandan beri önemli bir araştırma kaynağı olarak anlamlılık testlerinin kombinasyonu ile ilgili istatistiksel literatür artmaya devam etmektedir (Hedges ve Olkin, 1985:27).

3.1. P Değerlerinin Kombinasyonu

Benzer çalışmalardan elde edilen sonuçların birleştirilmesi istatistikte önemli bir yere sahiptir. Bu tez bağımsız testlerden elde edilen p değerlerinin kombinasyonuna dayalı bir yöntem önermektedir. Bu yaklaşım boş hipotez altında tamamen sürekli bir test istatistiğinden gelen bir p değerinin sıfırdan bire bir tekdüze dağılıma ($U(0; 1)$) sahip olduğu gerçeğine dayanmaktadır (Loughin, 2004:469).

(X_1, X_2, \dots, X_n) , θ (ortalama, ortalama farklar, korelasyonlar vb.) ve T (sıfır hipotezini test etmek için kullanılacak bir test istatistiği) parametreleriyle tanımlanan belirli bir popülasyondan rastgele bir örnek olsun. $H_0: \theta = \theta_0$ hipotezi $H_1: \theta > \theta_0$ hipotezine karşı test edilsin. H_0 'ın T'nin büyük değerleri için reddedildiğini varsayalım. Daha sonra T (X_1, X_2, \dots, X_n) 'nin sürekli dağılımı $g(t)$ ile gösterilirse T (X_1, X_2, \dots, X_n) 'ye dayalı p değeri aşağıdaki gibi tanımlanabilir.

$$P = \int_{T(x_1, \dots, x_n)}^{\infty} g(t) dt = Pr[T(X_1, \dots, X_n) > T(x_1, \dots, x_n) | H_0] \quad (3.1)$$

Boş hipotez altında $T(x_1, \dots, x_n)$ 'nin aşırı bir $T(X_1, \dots, X_n)$ değeri olarak gözlenme olasılığını gösterir. Burada (x_1, \dots, x_n) ; X_i 'nin gözlemlenen gerçekleştirmelerini göstermektedir.

H_0 hipotezi $T(x_1, \dots, x_n)$ 'nin büyük değerleri için reddedildiğinden, bu da küçük p değerleri için H_0 'ın reddedilmesi anlamına gelir.

Çoğu meta-analiz uygulamasında p değerleri, ilgili test istatistiklerinin yaklaşık normal dağılımından hesaplanır. Bu nedenle, eğer $T(X_1, X_2, \dots, X_n)$ normal olarak ortalama $\mu(\theta)$ ve varyans $\sigma^2(\theta, n)$ ile normal olarak dağılırsa, p değeri;

$$P = Pr[T(X_1, \dots, X_n) > T(x_1, \dots, x_n) | H_0] \quad (3.2)$$

$$P = Pr \left[N(0,1) > \frac{T(x_1, \dots, x_n) - \mu(\theta_0)}{\sigma(\theta_0, n)} \right] \quad (3.3)$$

şeklinde hesaplanır (Scholz,1981:1-3).

p değerlerine dayanan iki geniş kombinasyon test sınıfı bulunmaktadır; biri tekdüze dağılım yöntemlerine ve diğeri olasılık dönüşüm yöntemlerine dayanır. İlk durum için Tippett'in metodu, Wilkinson'un yöntemi ve p_i 'nin ortalamasına dayanan üç ana kombinasyon testi vardır. Benzer şekilde, ikinci durum için Stouffer'ın yöntemi (ters normal yöntem olarak da bilinir), değiştirilmiş (ağırlıklı) Stouffer'ın yöntemi, Fisher'ın yöntemi ve Logit yöntemi olmak üzere dört ana kombinasyon testi bulunmaktadır (Hartung vd., 2008:25-27).

$k \geq 2$ tane bağımsız test genel bir anlamlılık düzeyinde H_0 'ın birleşik bir testini dikkate aldığımız genel durumdur. H_{01}, \dots, H_{0k} hipotezlerinin bire bir aynı anlamlara sahip olması da gerekmez. Aynı şekilde T_1, \dots, T_k istatistiklerinin de aynı formda olması gerekmemektedir. Burada kastedilen H_0 boş hipotezinde etkilerin hiç biri için önemli olmamasıdır. Yani tüm θ 'lar sıfırdır, $H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = 0$ (Hedges ve Olkin, 1985:27-30).

Test istatistiklerini bir araya getirmenin genel prensibi şu şekildedir: H_0 'a karşı H_1 test problemlerinin dikkate alındığı k farklı çalışmayı göz önünde bulunduralım, $i = 1, \dots, k$. Kombine bir test prosedürü boş hipotezini test etmektedir.

H_0 : Bütün H'_{0i} ler için doğrudur.

H_1 : Bazı H'_{1i} ler için doğrudur.

Her bir test için bir p değeri, p_i $i = 1, 2, \dots, k$ mevcut olmalıdır ve bunlar yeni bir istatistik olan $C = C(p_1, p_2, \dots, p_k)$ 'de birleştirilmiştir. H_0 ve H_1 'nın testi C 'ye dayanmaktadır (Loughin, 2004:468).

Bağımsız istatistiksel testlerin p değerlerinin kombinasyonunda Fisher yöntemi en popüler olan yöntemdir. Bu birleştirme yöntemlerinin ortak noktaları p değerlerini bir h fonksiyonuyla birleştirmektir.

$$T(h) = \sum_{i=1}^k h(p_i) \quad P = p_1, p_2, \dots, p_k \quad (3.4)$$

Burada h , $(0,1)$ aralığında azalan bir fonksiyon olarak tanımlanmaktadır. h için birkaç form şöyledir;

1. $h(x) = -2 \log x$ (Fisher, 1932)

2. $h(x) = -\Phi^{-1}(x)$ (Liptak, 1958) burada Φ^{-1} standart normal dağılım fonksiyonunun tersidir.

3. $h(x) = \log(x/(1-x))$ (Mudholkar ve George, 1979)

Bu nedenle test istatistiklerini birleştiren oldukça geniş bir $T(h)$ sınıfı mevcuttur (Scholz, 1981:1-3).

Kombinasyon test prosedürünün sağlaması gereken iki tane özellik bulunmaktadır. Bunlar monotonluk ve kabul edilebilirliktir. Bazı testlerin bir araya getirilmesi ile en güçlü testin sağlaması durumunda kabul edilebilir olduğu söylenmektedir. Bir dizi p değerleri için temel hipotez red edilmişse ve daha küçük p değerleri olan herhangi bir bileşen seti için de temel hipotezin reddedilmesi durumunda, kombine test prosedürünün monoton olduğu söylenir (Hartung vd., 2008:27).

3.1.1. Tippett'in Minimum P Değeri Testi

Tippett (1931) minimum p değeri testini önermiştir. p_1, \dots, p_k sürekli test istatistiklerinden elde edilmiş bağımsız p değerleri H_0 hipotezi altında tek düze bir dağılıma sahiptir. Bu nedenle $p_{[1]}, p_1, \dots, p_k$ 'lerin minimumunu ise α önem düzeyinde bir H_0 hipotezinin testi $1 - (1 - \alpha)^{\frac{1}{k}}$ şeklinde olacaktır. Bu yüzden test prosedürü eğer $p_{[1]} < 1 - (1 - \alpha)^{1/k}$ ise H_0 reddedilmektedir.

3.1.2. Wilkinson Metodu

Bu yöntem Tippett prosedürünün bir genellemesidir. Wilkinson (1951) bu prosedürü α 'dan küçük olan anlamlı p değerlerinin sayısı olan r cinsinden ifade etmiştir. $p_{[r]}$; r ve $k - r + 1$ parametreleriyle beta dağılımını izlemektedir. Aşağıdaki eşitlikten bu test için kesim noktası olan c 'yi belirlemek kolaydır;

$$\alpha = \int_0^c \frac{u^{r-1}(1-u)^{k-r}}{B(r, k-r+1)} du \quad (3.5)$$

Burada $B(\cdot)$ beta fonksiyonudur. p_1, p_2, \dots, p_k 'dan alınan sıralı p değerleri $p_1 \leq p_2 \leq \dots \leq p_k$ olmak üzere test prosedürü eğer $p_{[r]} < p_{r,\alpha}$ ise H_0 reddedilmektedir. $p_{r,\alpha}$, $p_{[r]}$ için kritik değerdir.

3.1.3. Edgington'un Toplamı ve P Değerleri Testlerinin Ortalaması Testi

Edgington (1972a, 1972b), toplamlarını ve ortalamalarını alarak p değerlerini birleştirmeyi önermiştir. Edgington (1972a), N tane p_i 'nin toplamı olarak tanımlanan bir S istatistiğini ele almıştır. Bununla birlikte, hesaplaması oldukça zor olan S için p_i 'nin gözlemlenen toplamından küçük veya ona eşit olma olasılığı;

$$\begin{aligned} S_\alpha &= Pr \left(S \leq \sum_{i=1}^N p_i \right) \\ &= \frac{s^N}{N!} - \binom{N}{1} \frac{(s-1)^N}{N!} + \binom{N}{2} \frac{(s-2)^N}{N!} - \binom{N}{3} \frac{(s-3)^N}{N!} + \dots, \end{aligned} \quad (3.6)$$

Burada $s = \sum_{i=1}^N p_i$ ve s 'ten çıkarılan sayı s 'den daha küçük olduğu sürece ilave terimler kullanılır. $S_\alpha < \alpha$ ise boş hipotez reddedilmelidir. Edgington (1972b) Np_i 'nin ortalamasına dayalı p-bar istatistiğini dikkate almıştır.

$$p - bar = \sqrt{12N}(0.5 - \bar{p}) \quad (3.7)$$

Burada $\bar{p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_i$ 'dir. \bar{p} 'nin ortalaması 0.5 ve varyansı ise $\frac{1}{12N}$ dir. Bu yüzden p -bar standartlaştırılmış \bar{p} 'dir ve asimtotik dağılımı merkezi limit teoremi gereğince standart normaldir. Bu yüzden $p - bar > Z_{\alpha}$ ise boş hipotez reddedilir. P değerlerinin toplamı kesin bir test sunarken, p -bar testi asimtotik karşılığıdır.

3.1.4. Stouffer vd. (1949) Toplam Z Testi

Bu yöntem Stouffer vd. (1949) tarafından önerilmiştir ve ters normal dağılım olarak da bilinmektedir. $y_i = \Phi^{-1}(1 - p_i)$ denklemini göz önüne alalım. Burada $\Phi^{-1}(\cdot)$ standart normalin kümülatif dağılım fonksiyonunun tersidir. y_i 'nin, N bağımsız normal değişkenlerin bir örneğini oluşturacağı açıktır. Böylece, y_i toplamının dönüşümüne dayalı bir sz istatistiği oluşturabiliriz.

$$sz = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(1 - p_i) \quad (3.8)$$

Açıkça bu toplam, N 'nin varyansı ile normal bir dağılım izler, bu yüzden sz standart normal bir dağılımı izler. Dolayısıyla, $sz > Z_{\alpha}$ ise boş hipotez reddedilmelidir (Wu ve Yin, 2015:1417).

3.1.5. Gordon vd. (1952) Ortalama Z-Testi

s_y , y_i 'nin standart sapması olsun. Gordon vd. (1952), mz olarak adlandırılan bir t test istatistiğini şöyle tanımlamıştır:

$$mz = \frac{[\sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(1 - p_i)/N]}{s_y/\sqrt{N}} = \frac{\bar{Y}}{s_y} \quad (3.9)$$

mz , $N-1$ serbestlik dereceli t dağılımını takip etmektedir. Eğer $mz < t_{N-1}(\alpha)$ ise boş hipotez reddedilmelidir. Burada $t_{N-1}(\alpha)$, α güven seviyesinde $N-1$ serbestlik derecesi ile t testinin tek yönlü kritik değeridir (Wu ve Yin, 2015:1417).

3.1.6. Fisher Testi

Fisher (1932), p_i 'nin doğal logaritma dönüşümünü uygulayarak, aşağıdaki test istatistiğini tanımlamıştır:

$$Fisher = -2 \sum \log p_i \quad (3.10)$$

Bu test istatistiği $2N$ serbestlik derecesi ile X^2 dağılımı gösterir. α önem seviyesinde $2N$ serbestlik derecesi ile bir X^2 dağılımının kritik değeri olarak $X_{2N}^2(\alpha)$ tanımlanırsa, eğer $Fisher > X_{2N}^2(\alpha)$ ise sıfır hipotezini reddedilmektedir.

3.1.7. Logit Test

George (1977), p_i 'leri dönüştürmek için lojistik dağılımının kullanımını önermiştir. Bunu yapmak aşağıdaki test istatistiği kullanılmaktadır:

$$logit = - \frac{\sum_{i=1}^N \log \frac{p_i}{1-p_i}}{\sqrt{\frac{N\pi^2(5N+2)}{3(5N+4)}}} \quad (3.11)$$

Boş hipotez altında, test istatistiği $(5N+4)$ serbestlik derecesi ile t dağılımını takip eder. Bu yüzden, eğer $logit > t_{5N+4}(\alpha)$ ise boş hipotez reddedilir.

3.2. P Değerlerinin Kombinasyonuna Yönelik Literatür

Maddala ve Wu (1999) çalışmasında, Levin-Lin (1992,1993) (LL) ve Im, Pesaran ve Shin (1997) (IPS) birim kök testlerine alternatif olarak Fisher yaklaşımının kullanıldığı yeni bir panel birim kök testi önermiştir. Daha sonra Monte Carlo deneyleri ile bu üç yöntem karşılaştırılmış ve hatalarda korelasyona izin veren bootstrap sonuçları sunulmuş ve önerilen Fisher testinin, LL ve IPS testlerinde daha iyi bir test olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Choi (2001), Fisher yaklaşımı ile panel veri içerisinde her bir gruba uygulanan birim kök testinden elde edilen p değerlerini birleştiren yeni bir panel birim kök testi geliştirmiştir. Aynı zamanda bu çalışma Choi (2001)'in önerdiği kombine birim kök testini ve Im vd. (IPS)'nin t -bar testinin sonlu örneklem performansını göstermektedir. Sonuçlar, kombinasyon testlerinin çoğunun sonlu örneklemde t -bar testinden daha güçlü olduğunu ifade etmektedir.

Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) çalışmalarında serilerin durağan olmasına veya aynı dereceden durağan olmasına gerek olmayan ve eşbütünlük ilişkisinin tespit edilemediği durumlarda, değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin araştırıldığı bir test

geliştirmişlerdir. Çalışmada Fisher yaklaşımını kullanarak Toda-Yamamoto nedensellik testi panele uyarlanmıştır.

Bayer ve Hanck (2012) çalışmalarında Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Boswijk (1994) ve Banerjee vd. (1998) eşbütünleşme testlerini birlikte değerlendiren bir kombinasyon testi geliştirmiştir. Bayer ve Hanck (2012), bireysel eşbütünleşme testlerinin p değerlerini Fisher (1932) formülü ile birleştirmeyi önermişlerdir. Bu testin önemli bir avantajı, araştırmacının bir karara varmak için eşbütünleşme testleri arasındaki isteğe bağlı ve keyfi seçimden kurtulmasını sağlamaktır.

Nguyen ve Su (2015) çalışmalarında altta yatan sürecin aslında doğrusal olup olmadığına ilişkin temel belirsizliği ortadan kaldırmak için DF ve KSS birim kök testlerini UR (Union-of-Rejections) ve Fisher yaklaşımıyla kombine etmişlerdir. Simülasyon sonuçlarında önerilen kombinasyon testlerinin iyi performans sergilediğini göstermişlerdir. İki kombinasyon yöntemi arasında karşılaştırma yapıldığında Fisher yaklaşımının daha güçlü olduğu sonucuna varmışlardır.

Wu ve Yin (2015) çalışmalarında, genellikle makroekonomik veriler için hata yapısı karmaşık olduğunda veya durağan ve durağan olmayan serilerin bir karışımının varlığında Fisher tipi testin hem boyut hem de güç bakımından diğer kombinasyon testlerinden daha iyi performans sergilediğini elde etmişlerdir.

Habimana (2016), tek değişkenli birim kök testlerinin yaşadığı güç problemini aşmak için Kapetanios vd. (2003) ve Sollis (2009) birim kök testleri kullanarak Fisher tipi bir panel birim kök testi önermiştir. Habimana (2016), Choi (2001) ve Maddala ve Wu (1999) prosedürlerini takip etmiştir.

Furuoka (2018), farklı nedensellik testlerinin kullanımının çelişkili sonuçlara yol açabileceğini öne sürmüş ve bu metodolojik problemin üstesinden gelmek için Fisher tipi bir nedensellik testi kullanmayı önermiştir. Furuoka (2018), Granger nedensellik testi (Granger, 1969), Sims nedensellik testi (Sims, 1972) ve Geweke nedensellik testinin (Geweke, Meese ve Dent, 1982) p-değerlerinin Fisher yaklaşımı ile kombine edildiği modeli kullanmıştır.

Literatürdeki bu bulgular dikkate alınarak tezde önerilecek fourier birim kök testlerinin kombinasyonunda, kombinasyon metodu olarak Fisher yaklaşımının kullanılmasına karar verilmiştir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

FOURIER BİRİM KÖK TESTLERİNİN KOMBİNASYONU İLE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN TEST EDİLMESİ

4.1. Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Temellere Dayalı Fourier Birim Kök Testlerinin Kombinasyonu

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), Fourier yaklaşımı kullanarak yapısal kırılmaları ve doğrusal olmayan yapıları birlikte göz önünde bulunduran birim kök testleri geliştirmişlerdir. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) prosedürü, birinci aşamada Fourier formunu kullanmaya ve ikinci aşamada ise ADF veya KSS testini kullanmaya dayanmaktadır. Bu prosedürler, hem doğrusal olmayan yapıyı hem de yapısal kırılmaları modellemeye olanak sağlamaktadır. Bu çalışmada, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen FADF ve FKSS birim kök testlerinin Fisher (1932)'in Ki-kare test istatistiği kullanılarak birleştirilmesi önerilmektedir. Fisher (1932) testi, temelde bireysel testlerin p değerlerinin birleştirilmesine dayanmaktadır.

Fourier yaklaşımı kullanılarak yapısal kırılmalar, kademeli ve yumuşak geçişli bir süreç olarak modellenebilmektedir. Kırılma tarihinin, kırılma sayısının veya kırılma yapısının önsel olarak bilindiği varsayımının gerekli olmaması Fourier yaklaşımının en önemli avantajlarından biridir. Fourier yaklaşımı, kırılma tarihini ve kırılma sayısını doğrudan tahmin etmek yerine, bilinmeyen yapı ve bilinmeyen sayıdaki olası yapısal kırılmaları tahmin etmek için kullanılmaktadır.

Stokastik bir y_t değişkeni için aşağıdaki model dikkate alınabilir;

$$y_t = \delta(t) + v_t \quad (4.1)$$

Burada $v_t \sim N(0, \sigma)$ ve $\delta(t)$ zamanla değişen deterministik bileşendir. $\delta(t)$ için Fourier serileri kullanılırsa Model (4.2) elde edilir:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (4.2)$$

Model (4.2) için temel hipotez Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)'nın çalışmasında belirtildiği gibi ifade edilebilir:

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

Burada h_t 'nin sıfır ortalama ile durağan bir sürece sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu çalışma ile önerilen test istatistiği dört adımlı bir prosedür ile hesaplanmaktadır.

Adım 1: Model (4.2), 1 ile 5 arasındaki k değerleri için EKK yöntemi ile tahmin edilir. Kalıntı kareler toplamını minimum yapan k^* değeri seçilir ve modelin EKK kalıntıları hesaplanır.

$$\hat{v}_t = y_t - \left[\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \right] \quad (4.3)$$

Adım 2: Hesaplanan EKK kalıntılarına Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından önerilen FADF ve FKSS birim kök testleri uygulanır.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (4.4)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (4.5)$$

Burada u_t beyaz gürültü hata terimidir. FADF modeli için $H_0: \alpha_1 = 0$ temel hipotezi, FKSS modeli için ise $H_0: \lambda_1 = 0$ temel hipotezi sınanmaktadır.

Adım 3: Bu adımda Model (4.2) için doğrusal olmayan bir trendin yokluğu F testi kullanılarak test edilmektedir ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$). Bu hipotez için, belirli bir k frekansı ile F-test istatistiği Model (4.6) kullanılarak hesaplanabilmektedir (Becker vd., 2006: 390-391):

$$F(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/(T - q)} \quad (4.6)$$

Burada $SSR_1(k)$, Model (4.2) ile elde edilen Kalıntı Kareler Toplamını (KKT), SSR_0 , trigonometrik terimler olmadan elde edilen Kalıntı Kareler Toplamını (KKT), q ise regresörlerin sayısını ifade etmektedir.

Adım 4: Bu adımda FADF ve FKSS testleri ile elde edilen p değerlerinin (p_{FADF} ve p_{FKSS}) birleştirilmesi amacıyla Fisher (1932) testi kullanılmaktadır.

$$F_p = -2 \sum_{i \in I} \ln(p_i) \quad (4.7)$$

$$F_p = -2 [\ln (p_{FADF}) + \ln (p_{FKSS})] \quad (4.8)$$

Fisher (1932), ele alınan her bir testin p değerlerinin kullanılması ile tek bir test istatistiğinin elde edildiği bir yöntem önermiştir. Benzer boş hipotezlere sahip bağımsız testlerin olasılık değerleri birleştirilerek elde edilen test istatistiğinin ki-kare dağılımına uygun olduğunu öne sürmüştür (Aktürk vd., 2014:122).

Hesaplanan test istatistiği (F_p), kritik değerden büyük ise birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Önerilen bu test ile FADF ve FKSS birim kök testlerinin özellikleri birlikte kullanılmaktadır. Ayrıca, yapısal kırılmalar Fourier yaklaşımı kullanılarak kademeli (gradual) ve yumuşak (smooth) olarak modellenmiştir. Fourier yaklaşımının kullanılması ile kırılma tarihlerinin, sayısının veya yapısının önsel olarak bilindiği varsayımı gerekli değildir.

4.2. Monte Carlo Simülasyonu

Simülasyon çalışmaları genellikle çeşitli ilgi istatistiklerinin özelliklerini ve davranışlarını araştırmak için kullanılır. Bu teknik genellikle belirli bir tahmin yönteminin özelliklerinin bilinmediği durumlarda ekonometride sıklıkla kullanılmaktadır (Brooks, 2014:592). Dickey ve Fuller'ın (1979, 1981) kritik değerlerini elde etmek için kullandıkları prosedür, modern zaman serisi literatüründe bulunan tipik bir örneğidir. Durağan olmayan değişkenlerin katsayılarına ilişkin hipotez testleri, geleneksel t testleri veya F testleri kullanılarak gerçekleştirilemez. Çünkü uygun test istatistiklerinin dağılımı standart değildir ve çözümsel bir şekilde değerlendirilemez. Ancak, bilgisayar zamanının önemsiz maliyeti göz önüne alındığında, standart dışı dağılımlar Monte Carlo simülasyonu kullanılarak kolaylıkla elde edilebilir. Monte Carlo deneyi, bir bilgisayar üzerinde gerçek bir veri üretme sürecini yinelemeye çalışır. Bir Monte Carlo deneyi, rastgele T boyutlu bir örnek üretir ve ilgili parametreler ve/veya örneklem istatistikleri hesaplanır. Bu işlem N kere (N büyük bir sayıdır) tekrarlanır, böylece istenen parametrelerin dağılımı ve/veya örneklem istatistikleri tablo haline getirilebilir. Bu ampirik dağılımlar, gerçek dağılımların tahminleri olarak kullanılır (Enders, 2010: 202).

Simülasyon, çeşitli problemlere uygulanabilecek son derece yararlı bir araçtır. Ekonometride simülasyon, özellikle modeller çok karmaşık olduğunda veya örnek boyutları küçük olduğunda oldukça kullanışlıdır. Önyükleme (bootstrap) yöntemi, önemli bir farklılık ile Monte Carlo simülasyonuna benzemektedir. Simülasyonda, normal dağılım gibi belirli bir dağılımdan rastgele değişkenler üretilmektedir. Yani veriler tamamen yapay olarak kurulur. Diğer taraftan önyüklemede rastgele değişkenler gözlenen dağılımlarından elde edilmekte ve gerçek verilerin değiştirilmesiyle tekrar tekrar örnekleme yapılmaktadır. Eğer verilerde aykırı değerler varsa, önyükleme işleminin sonuçları etkilenebilmektedir. Özellikle, belirli bir yinleme için sonuçlar aykırı değerlerin önyüklenmiş (bootstrapped) örnekte görünüp görünmediğine (ve ne sıklıkta) önemli ölçüde bağlı olabilmektedir. Ayrıca farklı bootstrap yöntemleri arasından seçim yapmak genellikle kolay değildir (Brooks, 2014:600-602).

F_p Fisher testi, altta yatan bireysel testler arasında bağımsızlık olduğu varsayımına dayanmaktadır. FADF ve FKSS'nin p değerleri korelasyonlu olduğundan (yaklaşık 0.80) Fisher için dağılım olarak ki-kare dağılımını kullanamayız. Bu nedenle önerilen test için kullanılacak kritik değerler Monte Carlo simülasyonu kullanılarak elde edilmiştir (Nguyen ve Su, 2015:2798).

Çalışmada kullanılan Monte Carlo deneyi aşağıdaki adımları takip etmektedir;

Adım 1: Sıfır hipotezi altında veri üretme süreci; $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$ ile $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ (yani birim kök sürecini takip eden bir dizi) oluşturulur. Potansiyel başlangıç koşulu etkilerini azaltmak için, T+200 gözlem değerleri üretilir ve ilk 200 gözlem atılır (Brooks, 2014:607).

Adım 2: Alternatif hipotez altında Denklem (4.4) ve Denklem (4.5) ile ifade edilen regresyon modelleri tahmin edilir ve t istatistikleri hesaplanır.

Adım 3: Ampirik dağılımı elde etmek için yukarıdaki adımlar tekrarlanır (R=10.000).

Adım 4: Test istatistikleri ve ampirik dağılımları elde ettikten sonra, Monte Carlo p değerleri aşağıdaki gibi hesaplanır (Habimana, 2016: 194);

$$p_i = \frac{\hat{X}_i + 1}{R + 1} \quad (4.9)$$

Burada \hat{X}_i , gerçek verilerden test istatistiklerine eşit veya daha büyük bir değer üreten yineleme sayısıdır; R ise bu deneyde 10.000 olarak ayarlanan tekrar sayısıdır.

Adım 5: Elde edilen p değerleri kullanılarak Fisher istatistiği hesaplanır;

$$Fisher = -2 \sum \ln(p_i) \quad (4.10)$$

Eğer $Fisher > X_{2N}^2$ ise sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Monte Carlo kritik değerleri $T = 100, 250$ ve 500 örnek büyüklükleri ve $k = 1, 2, 3, 4, 5$ frekans sayıları için elde edilmiştir. Bu kritik değerler için E-Views paket programı ve 10.000 yineleme kullanılmıştır.

Tablo 4.1 Kritik Değerler

T	k	1%	5%	10%
100	1	16.84	11.41	8.89
	2	16.89	11.25	8.85
	3	17.28	11.40	9.06
	4	16.54	11.49	8.95
	5	16.95	11.40	8.97
250	1	17.25	11.34	8.85
	2	17.07	11.36	8.87
	3	17.11	11.54	9.06
	4	17.18	11.50	9.00
	5	17.24	11.49	9.02
500	1	16.65	11.29	8.96
	2	17.06	11.48	8.88
	3	17.49	11.62	8.95
	4	17.36	11.50	8.94
	5	17.15	11.44	9.00

Önerilen testin güç¹ özelliklerini araştırmak amacıyla Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) ve Nguyen ve Su (2015)'nin çalışmalarını takip ederek, Monte Carlo deneyi kullanılmıştır. Durağan sürece karşı birim kök testlerinin güç özellikleri için aşağıdaki Fourier-ESTAR veri üretme süreci kullanılmıştır.

$$y_t = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (4.11)$$

$$v_t = v_{t-1} + \gamma v_{t-1}(1 - \exp(-\theta v_{t-1}^2)) + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

¹ Bir testin gücü yanlış bir boş hipotezin reddedilme olasılığıdır ve $1 - \beta$ 'ya eşittir. β ise yanlış bir boş hipotezin reddedilmediğinde ortaya çıkan Tip II hata olasılığıdır.

Burada ε_t , standart normal dağılıma sahip rassal bir seridir ve k^* ise optimal frekansı ifade etmektedir. Çalışmada $T = 250$, $\gamma = \{-1, -0.5, -0.1\}$ ve $\theta = \{0.001, 0.01, 0.1\}$ parametre değerleri ve $k^* = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ frekans değerleri kullanılmıştır. Simülasyonlar, EViews programında ve % 5 önem seviyesinde 20.000 yineleme kullanarak gerçekleştirilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 4.2’de gösterilmektedir.

Tablo 4.2 Birim Kök Testlerinin Ampirik Güçleri

(γ, θ)	Fourier-ADF				
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$
(-1, 0.001)	0.166	0.212	0.220	0.222	0.214
(-1, 0.01)	0.859	0.988	0.997	0.998	0.999
(-1, 0.1)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
(-0.5, 0.001)	0.127	0.149	0.158	0.154	0.151
(-0.5, 0.01)	0.453	0.731	0.830	0.856	0.857
(-0.5, 0.1)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
(-0.1, 0.001)	0.083	0.085	0.092	0.090	0.090
(-0.1, 0.01)	0.145	0.186	0.194	0.200	0.192
(-0.1, 0.1)	0.430	0.702	0.796	0.823	0.820
(γ, θ)	Fourier-KSS				
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$
(-1, 0.001)	0.174	0.228	0.231	0.242	0.248
(-1, 0.01)	0.872	0.955	0.973	0.979	0.983
(-1, 0.1)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
(-0.5, 0.001)	0.129	0.147	0.145	0.145	0.146
(-0.5, 0.01)	0.524	0.728	0.799	0.826	0.837
(-0.5, 0.1)	0.999	0.999	1.000	1.000	0.999
(-0.1, 0.001)	0.081	0.081	0.077	0.079	0.077
(-0.1, 0.01)	0.147	0.189	0.189	0.201	0.193
(-0.1, 0.1)	0.403	0.583	0.646	0.677	0.679
(γ, θ)	FADF-FKSS (F_p)				
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$
(-1, 0.001)	0.187	0.238	0.227	0.237	0.235
(-1, 0.01)	0.887	0.976	0.987	0.993	0.992
(-1, 0.1)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
(-0.5, 0.001)	0.142	0.160	0.152	0.155	0.148

Tablo 4.2'nin Devamı

(-0.5, 0.01)	0.528	0.756	0.813	0.845	0.845
(-0.5, 0.1)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
(-0.1, 0.001)	0.092	0.091	0.086	0.086	0.084
(-0.1, 0.01)	0.161	0.204	0.191	0.207	0.194
(-0.1, 0.1)	0.450	0.671	0.717	0.750	0.743

Tablo 4.2, durağan ESTAR alternatif hipotezi altındaki sonuçları sunmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre önerilen kombinasyon testi, $k = 1$ için bütün parametre değerlerinde, $k = 2$ için ise çoğu parametre değerinde FADF ve FKSS testlerinden daha güçlüdür. Ayrıca diğer durumlarda, kombinasyon testinin güç değerleri iki birim kök testinden genellikle daha güçlü olana yakın olarak elde edilmiştir. Simülasyon sonuçları, önerilen kombinasyon testinin iyi performans sergilediğini göstermektedir.

4.3. Satınalma Gücü Paritesi Teorisi

Satınalma gücü paritesi teorisi, uluslararası makroekonomi alanının en önemli araştırma alanlarından birisidir. Teorik temelleri 1918 yılında İsveçli ekonomist Gustav Cassel tarafından ortaya konulmakla birlikte, teorinin 16. yüzyıldan itibaren geliştirildiğine yönelik ortak bir görüş bulunmaktadır. Bu anlamda, özellikle 16. yüzyıl İspanya'sında yer alan Salamanca Üniversitesi bilim adamlarının çalışmaları, 1601 yılı İngiltere'sindeki Gerrard de Malynes'in yazıları ve son olarak 19. yüzyılın başlarında yazılan Bullion Raporu, teorinin tarihi önemi açısından önemli bir yere sahiptir (Taylor, 2006:1; Dornbusch, 1985: 6-7).

Satınalma gücü paritesi teorisi, en genel ifadeyle, iki ülke para birimi arasındaki nominal döviz kurunun, ülkelerin nispi fiyat düzeylerindeki farklılıklar ile açıklanacağını ifade etmektedir. Buna göre, aynı para birimi ile ifade edildiğinde, iki farklı ülkedeki fiyat düzeylerinin birbirine eşit olması gerekmektedir (Krugman ve Obstfeld, 2009:382-384).

Satınalma gücü paritesi, mutlak ve nispi versiyon olmak üzere, iki kısımda ele alınmaktadır. Söz konusu versiyonlar, arbitrajcılık faaliyetine dayanan tek fiyat kanununun, döviz piyasasına uyarlanmış halidir. Mutlak satınalma gücü paritesi, tek fiyat kanununun katı bir yorumlaması olan "güçlü" versiyonu, nispi satınalma gücü paritesi ise "zayıf" versiyonu ifade etmektedir (Pilbeam, 2005: 126).

4.3.1. Mutlak Satınalma Gücü Paritesi

Satınalma gücü paritesi teorisinin mutlak versiyonu temel olarak tek fiyat kanununa dayanmaktadır. Tek fiyat kanunu, farklı ülkelerde yer alan bireysel homojen mal fiyatlarının, aynı para birimi ile ifade edildiğinde, birbirlerine eşit olması gerekliliğini ifade eder. Bu durum arbitrajcılık faaliyetlerinin bir sonucudur. Buna göre, piyasalar arasında ortaya çıkan fiyat farklılıklarından yararlanmak isteyen arbitrajcı, söz konusu malı ucuz piyasadan satın alıp pahalı olan piyasaya satmakta ve risksiz bir şekilde kar elde etmektedir. Bu durum aynı zamanda piyasalar arasındaki fiyat farklılıkları gideren ve denge piyasa fiyatının oluşmasına katkı sağlayan bir süreci ifade etmektedir (Copeland, 2005:45).

Mutlak satınalma gücü paritesi ise, tek fiyat kanununda ifade edilen bireysel mal fiyatlarından farklı olarak, veri bir mal sepetinden yola çıkmakta ve aynı para birimi ile ifade edildiğinde söz konusu mal sepetinin her iki ülkede aynı olması gerektiğini ortaya koymaktadır. Buna göre nominal döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerinin oranına eşittir (Sarno ve Taylor, 2002: 66):

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (4.13)$$

Denklem (4.13)'de S_t nominal döviz kurunu, P_t ve P_t^* ise belirli mal sepetinden oluşan yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerini ifade etmektedir. Bu denklemin logaritmik olarak ifadesi, araştırmacıları satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliğini test etmeye yönelik olarak reel döviz kuru hesaplamalarına yönlendirmektedir. Buna göre reel döviz kuru Denklem (4.14)'deki gibi hesaplanabilmektedir:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (4.14)$$

Denklem (4.14)'de yer alan q_t reel döviz kurunu, s_t nominal döviz kurunu, p_t ve p_t^* ise sırasıyla yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerini ifade etmektedir. Değerlerin küçük harfli olmasının nedeni logaritmik olarak ifade edilmesine dayanmaktadır (McDonald, 2007:44).

Mutlak satınalma gücü paritesine göre nominal döviz kurları, Denklem (4.13)'de görüleceği üzere, ülkelerdeki fiyat seviyelerinin oranlarına göre belirlenmektedir. Buna göre, yurtiçi fiyat endeksi yurt dışı fiyat endeksine göre ne kadar yüksek olursa, nominal

döviz kuru da o kadar yüksek olacaktır. Diğer taraftan, yurtdışı fiyat endeksi yurtiçi fiyat endeksinden ne kadar düşük olursa, nominal döviz kuru o kadar düşük olacaktır (Seyidoğlu, 2013: 440). Ancak mutlak satınalma gücü paritesinin geçerliliğine yönelik olarak literatürde ciddi eleştiriler yöneltilmektedir. Başlıca eleştiriler; fiyat endeksi tercihi, taşıma maliyetleri, ticaret engellerinin varlığı, sermaye hareketlerinin ihmal edilmesi ve verimlilik farklarına yöneliktir (Pilbeam, 2005: 139-141).

4.3.2. Nispi Satınalma Gücü Paritesi

Satınalma gücü paritesinin nispi versiyonu, nominal döviz kurundaki yüzdesel değişimin, her iki ülkenin sahip olduğu fiyat seviyesi oranlarındaki yüzdesel değişime eşit olması gerektiğini ifade etmektedir (Gandolfo, 2002:223). Nispi satınalma gücü paritesi matematiksel olarak Denklem (4.15)'deki gibi gösterilmektedir:

$$\Delta S_t \equiv \Delta P_t - \Delta P_t^* \quad (4.15)$$

Denklem (4.15)'de yer alan ΔS_t belirli bir dönem boyunca nominal döviz kurunda yüzdelik değişimi, ΔP_t ve ΔP_t^* ise sırasıyla belirli bir dönem boyunca yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerindeki yüzdelik değişimi ifade etmektedir. Buna göre yurtiçi enflasyon oranı nispi olarak yüksek olan ülkelerde nominal döviz kurunun aynı ölçüde yükselmesi, düşük olan ülkelerde ise aynı oranda azalması beklenmektedir (Copeland, 2005: 63).

Mutlak satınalma gücü paritesine yönelik yapılan eleştiriler, nispi satınalma gücü paritesi içinde geçerlidir. Bu eleştiriler mutlak satınalma gücü paritesinin geçersizliğini ifade etmesine karşın, nispi satınalma gücü paritesinde sadece sapmalar meydana getirmektedir. Dolayısıyla, mutlak satınalma gücü paritesinin geçerli olduğu durumda nispi satınalma gücü paritesi de geçerli olmaktadır. Fakat nispi satınalma gücü paritesinin geçerli olması durumunda mutlak satınalma gücü paritesinin geçerli olma zorunluluğu bulunmamaktadır (Seyidoğlu, 2013: 444-445).

4.3.3. Literatür Taraması

Satınalma gücü paritesi, Birinci Dünya Savaşı sonrasında yüksek enflasyon sorunu ile karşılaşan ülke para birimlerinin değerlerinin yeniden belirlenmesi amacıyla ortaya atılan bir döviz kuru belirleme teorisidir. Bu dönemden sonra uluslararası literatürde teorik ve ampirik olarak yoğun bir şekilde tartışılmaya başlanmış ve günümüzde halen geçerliliğine yönelik ortak bir görüş birliği sağlanamamıştır.

Satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliğine yönelik ampirik araştırmalar Bretton Woods sisteminin yürürlükten kaldırıldığı 1970’li yılların ilk dönemlerinden itibaren gerçekleştirilmektedir. İlk dönem çalışmalar veri boyutunun kısılalığı ve gelişmiş ekonometrik araçların kullanılamaması nedeniyle teorinin genel olarak geçersizliğini ortaya koymaktadır. Günümüzde ise her iki sorunun ortadan kalkması ile birlikte daha fazla oranda geçerliliğine yönelik bulgulara rastlamak mümkündür. Teorinin uzun dönemli geçerliliğine yönelik seçili ampirik literatür Tablo 4.3’de yer almaktadır.

Tablo 4.3 Satınalma Gücü Paritesi İçin Seçili Literatür

Yazar(lar)	Dönem(ler)	Yöntem(ler)	Sonuç
Frenkel (1978)	1921:2-1925:5 (Aylık)	EKK ve Nedensellik Analizi	SGP, 3 gelişmiş ekonomi için geçerli değildir.
Hakkio (1984)	1921:1-1925:4 1973:3-1982:4 (Çeyreklik)	Zaman Serisi-Yatay Kesit Analizi	SGP, 4 gelişmiş ekonomi için geçerlidir.
Edison (1985)	1921:2-1925:5 (Aylık)	ADL veya ARDL Modeli	SGP, ABD ve İngiltere para birimleri arasında geçerlidir.
Corbae ve Ouliaris (1988)	1973:7-1986:9 (Aylık)	Eşbütünleşme Analizi	SGP, 5 gelişmiş ekonomi için geçerli değildir.
Kim (1990)	1900-1987 1914-1987 (Yıllık)	Eşbütünleşme Analizi	SGP, 5 gelişmiş ekonomi için genel olarak geçerlidir.
Frankel ve Rose (1996)	1948-1992 (Yıllık)	Panel Veri ve Yatay Kesit Analizi	SGP, 150 ülke için geçerlidir.
Serletis ve Zimonopoulos (1997)	1957:1-1995:4 (Çeyreklik)	ADF, Perron ve Vogelsang (1992) Birim Kök Testleri	SGP, 17 OECD ülkesi için geçerli değildir.
Sarno ve Taylor (1998)	1973:1-1996:12 (Aylık)	MADF ve JLR Birim Kök Testleri	SGP, G5 ülke para birimleri (sterlin, mark, frank, yen) için geçerlidir.
Telatar ve Kazdağlı (1998)	1980:10 - 1993:10 (Aylık)	Eşbütünleşme Analizi	SGP, Türkiye için geçerli değildir.
Doğanlar (1999)	1980:1-1995:4 (Çeyreklik)	Johansen Eşbütünleşme Analizi	SGP, 5 Asya ekonomisi için geçerli değildir.
Wu ve Wu (2001)	1973:2-1997:4 (Çeyreklik)	Panel Birim Kök Testi	SGP, 20 sanayileşmiş ülke için geçerlidir.
Basher ve Mohsin (2004)	1980:Q1-1999:Q4 (Çeyreklik)	Panel Birim Kök ve Panel Eşbütünleşme Testi	SGP, 10 Asya ülkesi için geçerli değildir.
Narayan (2005)	1973:1-2003:9 (Aylık)	ADF, Sen (2003) Birim Kök Testleri	SGP, 17 OECD ülkesinden, dolar bazında üç, mark bazında yedi ülke için geçerlidir.

Tablo 4.3'ün Devamı

Papell ve Prodan (2006)	1870-1998 (Yıllık)	Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi	SGP, 16 sanayileşmiş ülkenin 14'ü için geçerlidir.
Doğanlar vd. (2009)	1995:1-2005:12 (Aylık)	Johansen Eşbütünleşme Analizi	SGP, 10 gelişen piyasa ekonomisinin 2'si için geçerlidir.
Bahmani-Oskooee vd. (2009)	1973:1-2005:9 (Aylık)	KPSS Birim Kök Testi	SGP, 18 gelişmiş ve 57 az gelişmiş ülke için geçerlidir.
Chang vd. (2010)	1980:1-2008:5 (Aylık)	SURADF Panel Birim Kök Testi	SGP, G7 ülkelerinden Fransa, Almanya ve İtalya için geçerlidir.
Chang ve Su (2010)	1995:11-2008:2 (Aylık)	Doğrusal Olmayan Panel Birim Kök Testleri	SGP, 7 OPEC ülkesinden, Angola, Endonezya, İran ve S.Arabistan için geçerlidir.
Guloglu vd. (2011)	1991:1-2008:3 (Aylık)	KPSS Panel Birim Kök Testi	SGP, Türkiye'ye ait 18 reel döviz kuru serisi için geçerlidir.
Liu vd. (2011)	1993-2008 (Aylık)	Caner ve Hansen (2001) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi	SGP, 7 Orta ve Doğu Avrupa ülkesinden Slovakya, Romanya ve Bulgaristan için geçerlidir.
Chang vd. (2012)	1993-2008 (Aylık)	Enders ve Lee (2004, 2009) Fourier Birim Kök Testi	SGP, 7 Orta ve Doğu Avrupa ülkesi için geçerlidir.
Su vd. (2012)	1997-2009 (Aylık)	Enders ve Lee (2004, 2009) Fourier Birim Kök Testi	SGP, 7 OPEC ülkesinin 6'sı için geçerlidir.
Chang ve Tzeng (2013)	1995:1-2008:12 (Aylık)	SURKSS Panel Birim Kök Testi	SGP, 9 Geçiş Ekonomisinden, Estonya ve Macaristan için geçerlidir.
Bahmani-Oskooee vd. (2014)	1994:1-2012:6 (Aylık)	KSS Panel Birim Kök Testi	SGP, 34 OECD ülkesinden pek çoğu için geçerlidir.
Bahmani-Oskooee vd. (2016)	1971:1-2012:4 (Çeyreklik)	Emirmahmutoglu ve Omay (2014) Panel Asimetrik Birim Kök Testi	SGP, Gana ve Ruanda dışında, 18 Afrika ülkesi için geçerlidir.
Karlsson vd. (2017)	1970:1-2011:10 (Aylık)	Doğrusal Olmayan Panel Birim Kök Testi	SGP, 47 ülkeden, gelişmekte olan bölgelerdeki ülkeler için geçerlidir.
Bahmani-Oskooee vd. (2018)	1971:1-2015:4 ve 1980:1-2015:4 (Çeyreklik)	Doğrusal Olmayan Kantil Birim Kök Testi	SGP, 29 Afrika ülkesinin 15'i için geçerlidir.

4.3.4. Satınalma Gücü Paritesi Modelleri

Pentecost (1993) ve Doğanlar (2006)'nın çalışmalarından hareketle, satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliği iki farklı yaklaşım ile test edilmektedir. Birincisi, reel

döviz kurunun ortalamaya dönme özelliğini test eden birim kök analizleridir. Kısa dönemde meydana gelecek şoklar sonrasında, reel döviz kurunun uzun dönemli dengesine tekrar dönmesi (veya birim kök içermemesi), satınalma gücü paritesinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Reel döviz kuru (q), ortalamaya dönme yaklaşımı çerçevesinde, Denklem (4.16)'da yer alan model ile test edilmektedir.

$$q_t = a + \beta q_{t-1} + u_t \quad (4.16)$$

α sabit terimi, β açıklayıcı değişkenler için katsayı parametresini ve u_t hata terimini göstermektedir. Satınalma gücü paritesinin bu modeline göre, nispi satınalma gücü paritesinin geçerli olabilmesi $\beta=0$ ve mutlak satınalma gücü paritesinin geçerli olabilmesi için $\alpha=0$ ve $\beta=0$ koşullarının sağlanması gerekmektedir.

İkinci yaklaşım ise, nominal döviz kuru, yurtiçi fiyat seviyesi ve yurtdışı fiyat seviyeleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını test eden eşbütünleşme analizleridir. Eşbütünleşme analizi, Denklem (4.17) ve Denklem (4.18)'de yer alan modeller doğrultusunda test edilebilmektedir:

$$e_t = a + \beta(p/p^*) + u_t \quad (4.17)$$

e_t nominal döviz kurunu, p yurtiçi fiyat seviyesini ve p^* yurtdışı fiyat seviyesini ifade etmektedir. Değerler logaritmik olarak ifade edilmektedir. Denklem (4.17)'e göre nispi satınalma gücü paritesinin geçerli olabilmesi $\beta=1$ ve mutlak satınalma gücü paritesinin geçerli olabilmesi için $\alpha=0$ ve $\beta=1$ koşullarının sağlanması gerekmektedir.

Diğer taraftan satınalma gücü paritesinin en az kısıtlayıcı formu ise Denklem (4.18)'de yer almaktadır.

$$e_t = a + \beta_0 p + \beta_1 p^* + u_t \quad (4.18)$$

Denklem (4.18)'e göre, nispi satınalma gücü paritesinin geçerli olabilmesi için $\beta_0=1$ ve $\beta_1= -1$ koşullarının, mutlak satınalma gücü paritesinin geçerli olabilmesi için ise $\alpha=0$, $\beta_0=1$ ve $\beta_1= -1$ koşullarının, sağlanması gerekmektedir.

4.4. OECD Ülkeleri için Satınalma Gücü Paritesinin Test Edilmesi

4.4.1. Veri Seti ve Metodoloji

Bu çalışmada 18 OECD ülkesi için satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliği, 1995Q1-2018Q3 dönemi çeyreklik veriler kullanılarak incelenmiştir.

Kullanılan nominal döviz kuru serileri (NER), dönem ortalamaları ile elde edilmiş birim ABD Doları başına eşit olan ulusal para birimini yansıtmaktadır. Yurtiçi fiyat seviyesi (P), her bir ülke için Tüketici Fiyat Endeksini (TÜFE); yurtdışı fiyat seviyesi (P*) ise ABD'nin Tüketici Fiyat Endeksini (TÜFE) göstermektedir. Veriler IMF-IFS veri tabanından elde edilmiş ve analizlerde serilerin logaritmaları kullanılmıştır.

4.4.2. Ampirik Sonuçlar

Her bir ülkenin reel döviz kuru serilerinde birim kökün varlığını incelemek için öncelikle Augmented Dickey–Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kapetanios vd. (KSS) birim kök testleri uygulanmıştır. Bu testlerin sonuçları Tablo 4.4'te verilmiştir.

Tablo 4.4 Geleneksel Birim Kök Testi Sonuçları

<i>Ülkeler</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>KSS</i>
Avustralya	-1.246 (8)	-1.372 [1]	-1.246 (8)
Kanada	-1.631 (7)	-1.338 [1]	-2.550 (7)
Şili	-2.541 (7)	-1.773 [2]	-2.142 (7)
Çekya	-1.256 (2)	-1.301 [4]	-2.793 (6)
Danimarka	-2.554 (6)	-1.808 [2]	-1.805 (10)
Macaristan	-1.562 (11)	-1.315 [4]	-3.088 (11)
İzlanda	-3.391 (3)**	-2.486 [5]	-3.457 (3)**
İsrail	-2.260 (1)	-1.936 [2]	-2.227 (1)
Japonya	-2.481 (3)	-2.096 [2]	-2.321 (3)
G. Kore	-3.429 (3)**	-2.771 [2]***	-5.478 (5)*
Meksika	-1.274 (11)	-2.621 [2]***	-2.144 (11)
Yeni Zelanda	-1.866 (1)	-1.613 [3]	-1.617 (1)
Norveç	-2.101 (6)	-1.627 [1]	-2.549 (6)
Polonya	-1.423 (11)	-1.811 [7]	-2.286 (11)
İsveç	-1.706 (11)	-1.355 [0]	-0.909 (10)
İsviçre	-2.231 (1)	-1.846 [3]	-2.723 (6)
Türkiye	-1.220 (1)	-1.163 [4]	-1.455 (1)
Birleşik Krallık	-2.022 (6)	-1.520 [1]	-1.745 (9)

Not: ***, ** ve * sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler t-istatistiği kullanılarak elde edilen gecikme uzunluğunu, köşeli parantez içindeki değerler ise Bartlett-Kernel kullanılarak elde edilen bant genişliğini ifade etmektedir.

Tablo 4.4'de verilen ADF ve KSS birim kök testi sonuçları İzlanda ve G. Kore için reel döviz kuru serilerinin durağan olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla bu ülkeler için satınalma gücü paritesi geçerlidir. PP birim kök testi sonuçlarına göre ise G. Kore ve Meksika için reel döviz kuru serisi durağandır ve satınalma gücü paritesi geçerlidir.

Çalışmanın sonraki aşamasında reel döviz kurlarına Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen FADF ve FKSS testleri ile bu iki testin kombinasyonu kullanılarak geliştirilen FADF-FKSS (F_p) testleri uygulanmıştır. Serilerde doğrusal olmayan trendin varlığı F testi kullanılarak sınanmıştır. Elde edilen optimal frekans (k) değerleri, minimum kalıntı kareler toplamı, F testi sonuçları ve test istatistikleri Tablo 4.5'te sunulmuştur.

Tablo 4.5 Fourier Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Frekans (k)	Min KKT	F_t	FADF	FKSS	F_p
Avustralya	1	0.804	175.58	-3.692 (1)***	-3.527 (8)***	10.901***
Kanada	1	0.355	162.81	-3.394 (7)	-3.059 (7)	7.800
Şili	2	0.889	39.42	-2.298 (7)	-1.885 (7)	3.779
Çekya	1	0.749	331.90	-2.852 (6)	-0.269 (10)	2.366
Danimarka	1	0.953	27.57	-1.871 (10)	-1.691 (10)	1.341
Macaristan	1	0.664	255.42	-2.743 (11)	-3.617 (11)**	8.233
İzlanda	2	0.886	48.28	-4.492 (3)*	-4.212 (11)*	22.956*
İsrail	1	0.351	55.96	-2.980 (1)	-3.406 (1)***	7.847
Japonya	2	1.624	22.73	-3.362 (3)**	-4.176 (3)*	17.170*
G. Kore	2	1.106	16.93	-3.516 (3)**	-6.213 (3)*	23.900*
Meksika	1	0.704	54.79	-2.695 (11)	-2.339 (11)	3.545
Yeni Zelanda	1	1.226	87.68	-3.558 (11)***	-3.542 (11)***	10.445***
Norveç	1	1.105	26.14	-3.130 (6)	-2.478 (6)	5.082
Polonya	1	0.573	144.50	-5.028 (1)*	-1.753 (10)	12.495**
İsveç	3	1.176	31.70	-0.904 (10)	-1.195 (10)	0.845
İsviçre	1	0.620	69.50	-3.981 (6)**	-4.092 (6)**	15.304**
Türkiye	1	0.786	215.14	-3.849 (1)***	-3.194 (1)	10.181***
Birleşik Krallık	3	0.564	31.11	-0.710 (9)	-0.969 (9)	0.582

Not: ***, ** ve * sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler t-istatistiği (genelden özele anlamlılık testi) kullanılarak elde edilen gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 4.5 incelendiğinde, F testi sonucuna göre ele alınan 18 OECD ülkesi için doğrusal olmayan trendin anlamsız olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir, dolayısıyla doğrusal dışı trendin varlığı kabul edilmiştir. FADF birim kök testi sonuçları Avustralya, İzlanda, Japonya, Kore, Yeni Zelanda, Polonya, İsviçre ve Türkiye için reel döviz kuru serisinin durağan olduğunu göstermektedir. Yani, satınalma gücü paritesi söz konusu 8 ülke için geçerlidir. FKSS birim kök testi sonuçları ise Avustralya, Macaristan, İzlanda, İsrail, Japonya, Kore, Yeni Zelanda ve İsviçre için reel döviz kuru serisinin durağan olduğunu göstermektedir. Yani, satınalma gücü paritesi söz konusu 8 ülke için geçerlidir.

Fisher istatistiđi ile elde edilen F_p testi sonuları Avustralya, İzlanda, Japonya, Kore, Yeni Zelanda, Polonya, İsvire ve Trkiye iin reel dviz kuru serisinin durađan olduđunu gstermektedir. Bu bulguya gre satınalma gc paritesinin sz konusu 8 lke iin geerli olduđu sonucuna ulařılmıştır.



SONUÇ

Doğrusal olmayan modellerde uygun fonksiyonel formun seçilmesi sorunu doğrusal olmayan modellerin yaygın olarak kullanımlarını sınırlayan temel dezavantajlardan biridir. Çünkü doğrusal olmayan modeller arasında kullanılacak en uygun spesifikasyonu belirlemek için olası seçenekler oldukça fazladır (LSTAR, ESTAR, Markov Değişim Modeli vb.). Fonksiyonel formun yanlış tanımlanması, doğrusal olmama durumunu tamamen görmezden gelmek kadar sorunlu olabilmektedir. Fourier yaklaşımı, modelin deterministik bileşeninde bilinmeyen yapısal kırılmaları veya ihmal edilen doğrusal olmama durumunu yakalamak için kullanılabilir. Ayrıca Fourier yaklaşımı kırılma sayısının önsel olarak bilindiği varsayımının gerektirmemektedir. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), Fourier yaklaşımı kullanarak yapısal kırılmaları ve doğrusal olmayan yapıları birlikte göz önünde bulunduran FADF ve FKSS birim kök testlerini geliştirmişlerdir. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) prosedürü, birinci aşamada Fourier formunu ve ikinci aşamada ise ADF veya KSS testini kullanmaya dayanmaktadır.

Bayer ve Hanck (2012) eşbütünleşme testleri için, Nguyen ve Su (2015) birim kök testleri için, Furuoka (2018) ise nedensellik testleri için Fisher yöntemi kullanarak kombinasyon testleri geliştirmişler ve çalışmalarında önerdikleri testlerinin iyi performans sergilediğini göstermişlerdir. Bu çalışmada ise FADF ve FKSS birim kök testlerinin Fisher yöntemi ile kombinasyonu elde edilerek yeni bir yaklaşım geliştirilmiştir. Bu yaklaşım ile FADF ve FKSS birim kök testlerinin metodolojik güçlerini birlikte değerlendiren daha güçlü bir test elde edilmesi amaçlanmıştır.

Önerilen test için kullanılacak kritik değerler Monte Carlo simülasyonu kullanılarak elde edilmiştir. Monte Carlo kritik değerleri $T = 100, 250$ ve 500 örnek büyüklükleri ve $k = 1, 2, 3, 4, 5$ frekans sayıları için elde edilmiştir. Ayrıca önerilen testin güç özelliklerini araştırmak amacıyla Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) ve Nguyen ve Su (2015)'nin çalışmalarını takip ederek, Monte Carlo simülasyonu kullanılmıştır. Simülasyon sonuçları, farklı özelliklere sahip birim kök testlerinin birlikte kullanılması ile önerilen kombinasyon testinin iyi performans sergilediğini göstermektedir. Kombinasyon testinin frekans sayısı 1 için ($k = 1$) için bütün parametre

değerlerinde, frekans sayısı 2 için ($k = 2$) için ise çoğu parametre değerinde diğer iki testten daha güçlü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Satınalma gücü paritesi teorisi, uluslararası makroekonomi alanının en önemli araştırma alanlarından birisidir. Satınalma gücü paritesi hipotezinin testi ile ilgili literatürde, farklı birim kök testleri sıklıkla eşzamanlı olarak uygulanmakta ve bu testler zaman zaman çelişkili sonuçlar vermektedir. Çalışmada 18 OECD ülkesi için satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliği, 1995Q1-2018Q3 dönemi çeyreklik veriler kullanılarak incelenmiştir. Fisher istatistiği ile elde edilen sonuçlar, Avustralya, İzlanda, Japonya, Kore, Yeni Zelanda, Polonya, İsviçre ve Türkiye için reel döviz kuru serisinin durağan olduğunu yani satınalma gücü paritesinin söz konusu 8 ülke için geçerli olduğunu göstermektedir.

KAYNAKÇA

- Aktürk, L. N., V. Yılandı, Ş. Bozoklu, “Spot ve Türev Piyasalar Arasındaki Etkileşim: Türkiye Örneği”, *1. Karadeniz ve Balkan Ekonomik ve Politik Araştırmalar Sempozyumu*, Zonguldak, Türkiye, 2014.
- Bahmani-Oskooee, M., A. M. Kutan, S. Zhou, “Towards Solving the PPP Puzzle: Evidence from 113 Countries”, *Applied Economics*, 2009, 41, ss. 3057–3066.
- Bahmani-Oskooee, M., T. Chang, K. C. Lee, “Panel Asymmetric Nonlinear Unit Root Test and PPP in Africa”, *Applied Economics Letters*, 2016, 23(8), ss. 554-558.
- Bahmani-Oskooee, M., T. Chang, W. C. Liu, “Revisiting Purchasing Power Parity in 34 OECD Countries: Sequential Panel Selection Method”, *Applied Economics Letters*, 2014, 21(18), ss. 1283-1287.
- Bahmani-Oskooee, M., T. Chang, Z. Elmi, A. Gelan, O. Ranjbar, “Non-linear Quantile Unit Root Test and PPP: More Evidence from Africa”, *Applied Economics Letters*, 2018, 25(7), ss. 465-471.
- Bai, J., P. Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, 1998, 66 (1), ss. 47-78.
- Banerjee, A., J. Dolado, R. Mestre, “Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework”, *Journal of Time Series Analysis*, 1998, 19(3), ss. 267-283.
- Banerjee, A., R. L. Lumsdaine, J. H. Stock, “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, 10(3), ss. 271-287.
- Basher, S. A., M. Mohsin, “PPP Tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries”, *Applied Economics Letters*, 2014, 11, ss. 163–166.
- Bayer, C., C. Hanck, "Combining Non-Cointegration Tests", *Journal of Time Series Analysis*, 2012, 34(1), ss. 83-95.
- Becker, R., W. Enders, J. Lee, “A Stationary Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks”, *Journal of Time Series Analysis*, 2006, 27(3), ss. 381-409.

- Boswijk, H. P., “Testing for An Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models”, *Journal of Econometrics*, 1994, 63(1), ss. 37-60.
- Brooks, C., (2014), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press.
- Caner, M., B. E. Hansen, “Threshold Autoregression with A Unit Root”, *Econometrica*, 2001, 69(6), ss. 1555-1596.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., D. Kim, P. Perron, “GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under both the Null and the Alternative Hypotheses”, *Econometric Theory*, 2009, 25(6), ss. 1754-1792.
- Chang, H. L., C. W. Su, “Revisiting Purchasing Power Parity for Major OPEC Countries: Evidence Based on Nonlinear Panel Unit-Root Tests”, *Applied Economics Letters*, 2010, 17, ss. 1119–1123.
- Chang, H. L., D. C. Liu, C. W. Su, “Purchasing Power Parity with Flexible Fourier Stationary Test for Central and Eastern European Countries”, *Applied Economics*, 2012, 44(32), ss. 4249-4256.
- Chang, T., H. W. Tzeng, “Purchasing Power Parity in Nine Transition Countries: Panel SURKSS Test”, *International Journal of Finance Economics*, 2013, 18, ss. 74–81.
- Chang, T., W. C. Liu, H. W. Tzeng, C. P. Yu, “Purchasing Power Parity for G-7 Countries: Panel SURADF Tests”. *Applied Economics Letters*, 2010, 17, ss. 1223–1228.
- Choi, I., “Unit Root Tests for Panel Data”, *Journal of International Money and Finance*, 2001, 20(2), ss. 249-272.
- Christopoulos, D. K., M. A. León-Ledesma, “Smooth Breaks and Non-Linear Mean Reversion: Post-Bretton Woods Real Exchange Rates”, *Journal of International Money and Finance*, 2010, 29(6), ss. 1076-1093.
- Copeland, L., (2005), *Exchange Rates and International Finance* (4th ed.), England: Bell & Bain Limited.
- Corbae, D. S. Ouliaris, “Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity”, *The Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(3), ss. 508-511.

- Dickey, D. A., W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74(366a), ss. 427-431.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1981, ss. 1057-1072.
- Doğanlar, M., “Long-run Validity of Purchasing Power Parity and Cointegration Analysis for Central Asian Countries”, *Applied Economics Letters*, 2006, 13, ss. 457-461.
- Doğanlar, M., “Testing Long-Run Validity of Purchasing Power Parity for Asian Countries”, *Applied Economics Letters*, 1999, 6, ss. 147-151.
- Doğanlar, M., H. Bal, M. Özmen, “Testing Long-Run Validity of Purchasing Power Parity for Selected Emerging Market Economies”, *Applied Economics Letters*, 2009, 16, ss. 1443-1448.
- Dornbusch, R., “Purchasing Power Parity”. *NBER Working Paper Series*, 1985, No. 1591, ss. 1-34.
- Edgington, E. S., “A Normal Curve Method for Combining Probability Values from Independent Experiments”, *The Journal of Psychology*, 1972b, 82(1), ss. 85-89.
- Edgington, E.S., “An Additive Method for Combining Probability Values from Independent Experiments”, *The Journal of Psychology*, 1972a, 80, ss. 351–363.
- Edison, H. J., “Purchasing Power Parity: A Quantitative Reassessment of the 1920s Experience”, *Journal of International Money and Finance*, 1985, 4, ss. 361-372.
- Emirmahmutoglu, F., N. Köse, “Testing For Granger Causality In Heterogeneous Mixed Panels”, *Economic Modelling*, 2011, 28, ss. 870-876.
- Enders, W., (2010), *Applied Econometric Time Series (3th Edition)*, John Wiley & Sons.
- Enders, W., C. W. J. Granger, “Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with An Example Using the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 1998, 16(3), ss. 304-311.
- Enders, W., J. Lee, “A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2012, 74(4), ss. 574-599.

- Enders, W., J. Lee, “Testing for A Unit Root with a Nonlinear Fourier Function”, *In Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings*, 2004, Vol. 457, ss. 1-47.
- Enders, W., J. Lee, “The Flexible Fourier Form and Dickey–Fuller Type Unit Root Tests”, *Economics Letters*, 2012, 117(1), ss. 196-199.
- Engle, R. F., C. W. Granger, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1987, ss. 251-276.
- Fisher, R. A., (1932), *Statistical Methods for Research Workers* (4. Edition), Edinburgh: Oliver and Boyd, Edinburgh.
- Frankel, J. A., A. K. Rose, “A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion within and between Countries”, *Journal of International Economics*, 1996, 40, ss. 209-224.
- Frenkel, J. A., “Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s”, *Journal of International Economics*, 1978, 8, ss. 169-191.
- Furuoka, F., “A New Approach to Testing Unemployment Hysteresis”, *Empirical Economics*, 2017, 53(3), ss. 1253-1280.
- Furuoka, F., “A New Causality Test for the Analysis of the Export-Growth Nexus”, *MPRA Paper No. 91467*, 2018.
- Gallant, A. R., “On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: the Fourier Flexible Form”, *Journal of Econometrics*, 1981, 15(2), ss. 211-245.
- Gandolfo, G., (2002), *International Finance and Open Economy Macro-Economics*, New York: Springer-Verlag.
- George, E. O., (1977) *Combining Independent One-Sided and Two-Sided Statistical Tests: Some Theory and Applications* (Unpublished Doctoral Dissertation), University of Rochester.
- Geweke, J., R. Meese, W. Dent, “Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence”, *Journal of Econometrics*, 1982, 21, ss. 161–194.

- Gordon, M. H., E. H. Loveland, E. E. Cureton, “An Extended Table of Chi-Square for Two Degrees of Freedom, for Use in Combining Probabilities from Independent Samples”, *Psychometrika*, 1952, 17(3), ss. 311-316.
- Granger C., P. Newbold “Spurious Regression in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 1974, 2 (2), ss. 111–120.
- Granger, C., “Investigating Causal Relationship by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, *Econometrica*, 1969, 37: ss. 424–438.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C., (2012) Temel Ekonometri, çev. Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, Literatür Yayıncılık.
- Guloglu, B., S. Ispir, D. Okat, “Testing the Validity of Quasi PPP Hypothesis: Evidence from a Recent Panel Unit Root test with Structural Breaks”, *Applied Economics Letters*, 2011, 18, ss. 1817–1822.
- Habimana O., “Asymmetric Nonlinear Mean Reversion in Real Effective Exchange Rates: A Fisher-Type Panel Unit Root Test Applied to Sub-Saharan Africa”, *The Journal of Economic Asymmetries*, 2016, 14, ss. 189–198.
- Hakkio, C. S., “A Re-examination of Purchasing Power Parity: A Multi-Country and Multi-Period Study”, *Journal of International Economics*, 1984, 17, ss. 265-277.
- Harvey, D.I., S. J. Leybourne, B. Xiao, “A Powerful Test for Linearity When the Order of Integration is Unknown”, *Studies Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2008, 12(3).
- Hanck, C., “Multiple Unit Root Tests under Uncertainty over the Initial Condition: Some Powerful Modifications”, *Statistical Papers*, 2012, 53(3), ss. 767-774.
- Hartung, J., vd., (2008) Statistical Meta Analysis with Applications, John Wiley & Sons.
- Hedges, L., Olkin, I. (1985), Statistical Models for Meta-Analysis, Academic Press, Orlando, Florida.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, Y. Shin, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels', University of Cambridge”, *Revised Version of the DAE Working Paper*, 1997, (9526).

- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12(2-3), ss. 231-254.
- Jones, P. M. ve Enders, W., (2014) On the Use of the Flexible Fourier Form in Unit Root Tests, Endogenous Breaks, and Parameter Instability, In *Recent Advances in Estimating Nonlinear Models* (pp. 59-83). Springer, New York, NY.
- Kapetanios, G., “Unit-Root Testing Against the Alternative Hypothesis of Up to M Structural Breaks”, *Journal of Time Series Analysis*, 2005, 26: ss. 123–133.
- Kapetanios, G., Y. Shin, A. Snell, “Testing for A Unit Root in the Nonlinear STAR Framework”, *Journal of Econometrics*, 2003, 112(2), ss. 359-379.
- Karlsson, H. K., K. Mansson, P. Sjölander, “Investigation of the Nonlinear Behaviour in Real Exchange Rates in Developing Regions”, *Applied Economics Letters*, 2017, 25(5), ss. 1-5.
- Keenan, D.M., “A Tukey Nonadditivity-Type Test for Time Series Nonlinearity”, *Biometrika*, 1985, 72, ss. 39-44.
- Kennedy, P., (2006) *Ekonometri Kılavuzu*, çev. Muzaffer Sarımeşeli ve Şenay Açıkgöz, Gazi Kitabevi.
- Kılıç, R., R. de Jong, “Testing A Linear Unit Root Against A Stationary ESTAR Process”, Manuscript, School of Economics, 2007, Georgia Institute of Technology, ss 1-27.
- Kim, Y., “Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1990, 22(4), ss. 491-503.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M. (2009), *International Economics: Theory & Policy* (8th ed.), Boston: Pearson Education, Inc.
- Kruse R., “A New Unit Root Test Against ESTAR Based on a Class of Modified Statistics”, *Statistical Papers*, 2011, 52, ss. 71-85.
- Kutlar, A., (2017), *Ekonometrik Zaman Serileri* (2. Baskı), Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root: How Sure are we that

- Economic Time Series Have A Unit Root?", *Journal of econometrics*, 1992, 54(1-3), ss. 159-178.
- Lee, J., M. C. Strazicich, "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(4), ss. 1082-1089.
- Levin, A., C. F. Lin, "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *University of California at San Diego*, 1992, Discussion Paper No. 92-93.
- Levin, A., C. F. Lin, "Unit Root Test in Panel Data: New Results", *University of California at San Diego*, 1993, Discussion Paper No. 93-56.
- Liptak, T., "On the Combination of Independent Tests", *Magyar Tud Akad Mat Kutato Int Kozl*, 1958, 3, ss. 171-197.
- Littell, R. C., J. L. Folks, "Asymptotic Optimality of Fisher's Method of Combining Independent Tests", *Journal of the American Statistical Association*, 1971, 66(336), ss. 802-806.
- Liu, Y. S., C. W. Su, M. N. Zhu, "Purchasing Power Parity with Threshold Effects for Central and Eastern European Countries", *Applied Economics Letters*, 2011, 18, ss. 1801-1806.
- Loughin T. M., "A Systematic Comparison of Methods for Combining P-Values from Independent Tests", *Computational Statistics & Data Analysis*, 2004, ss. 467 – 485.
- Lumsdaine, R. L., D. H. Papell, "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(2), ss. 212-218.
- Maddala, G. S., S. Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61(S1), ss. 631-652.
- McDonald, R. (2007), *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*, Routledge, New York.

- Mudholkar, G. S., George, E. O. (1979), The Logit Method for Combining Probabilities, In Symposium on Optimizing Methods in Statistics (J. Rustagi, Ed.), pp. 345–366. Academic Press, New York.
- Narayan, P. K., “New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries”, *Applied Economics*, 2005, 37, ss. 1063-1071.
- Narayan, P. K., S. Popp, “A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time”, *Journal of Applied Statistics*, 2010, 37(9), ss. 1425-1438.
- Nemlioğlu K., (2005), Birim Kök Analizinin Temelleri, Beşir Kitabevi, İstanbul.
- Ng, S., P. Perron, “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, 2001, 69(6), ss. 1519-1554.
- Nguyen, J., J. Su, "Combining Linear and Nonlinear Unit Root Tests with An Application to PPP", *Economics Bulletin*, 2015, Volume 35, Issue 4, ss. 2796-2801.
- Papell, D. H., R. Prodan, “Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, 38(5), ss. 1329-1349.
- Pearson, K., “On a method of determining whether a sample of size n supposed to have been drawn from a parent population having a known probability integral has probably been drawn at random”, *Biometrika*, 1933, 25(3/4), ss. 379-410.
- Pentecost, E. J., (1993), Exchange Rate Dynamics: A Modern Analysis of Exchange Rate Theory and Evidence, UK: Edward Elgar Publishing.
- Perron, P., “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1989, ss. 1361-1401.
- Phillips, P. C., P. Perron, “Testing for A Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 1988, 75(2), ss. 335-346.
- Pilbeam, K., (2005), International Finance (3th ed.), New York: Palgrave MacMillan.

- Rodrigues, P., A. R. Taylor, "The Flexible Fourier Form and Local GLS De-trending Unit Root Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2012, 74, 5, ss. 737-759.
- Sarno, L., M. P. Taylor, "Real Exchange Rates under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion", *Economics Letters*, 1998, 60, ss. 131-137.
- Sarno, L., Taylor, M. P., (2002), *The Economics of Exchange Rates*, UK: Cambridge University Press.
- Scholz F.W., "Combining Independent P Values", *University of Washington Technical Report*, 1981, No:11.
- Serletis, A., G. Zimonopoulos, "Breaking Trend Functions in Real Exchange Rates: Evidence from Seventeen OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*, 1997, 19(4), ss. 781-802.
- Sevüktekin, M., Çınar, M. (2014), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi (4. Baskı)*, Dora Yayıncılık, Bursa.
- Seyidođlu, H., (2013), *Uluslararası İktisat: Teori, Politika ve Uygulama (18. Baskı)*, İstanbul: Güzem Can Yayınlar, No: 24.
- Sims, C., "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 1972, 62: ss. 540-552.
- Sollis, R., "A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity with An Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries", *Economic Modelling*, 2009, 26(1), ss. 118-125.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (2011) *Ekonometriye Giriş, çev. Bedriye Saraçođlu*, (1. Baskı), Efil Yayınevi, Ankara.
- Stouffer, S. A., vd., (1949). *The American Soldier: Adjustment During Army Life*. (Studies in Social Psychology in World War II), Vol. 1.
- Su, C. W., Y. S. Liu, M. N. Zhu, K. C. Lee, "Purchasing Power Parity in Major OPEC Countries: Flexible Fourier Stationary Test", *Applied Economics Letters*, 2012, 19(1), ss. 19-24.
- Tarı, R. (2008), *Ekonometri (5. Baskı)*, İstanbul: Avcı Ofset.

- Taylor, M. P., “Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Mean-Reversion in Economic Thought”, *Applied Financial Economics*, 2006, 16, ss. 1–17.
- Telatar, E., H. Kazdagli, “Re-examine the long-run Purchasing Power Parity Hypothesis for A High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-93”, *Applied Economics Letters*, 1998, 5, ss. 1-53.
- Teräsvirta, T., “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 1994, 89(425), ss. 208-218.
- Tippett, L.H.C., (1931), *The Method of Statistics*. Williams and Norgate, London.
- Tsay, R.S., “Nonlinearity Tests for Time Series”, *Biometrika*, 1986, 73(2), ss. 461-466.
- Wilkinson, B., “A Statistical Consideration in Psychological Research”, *Psychological Bulletin*, 1951, 48, ss. 156–158.
- Wu S., Y. Yin, “Combining p-values in Non-Stationary Panels”, *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 2015, 44:6, ss. 1412-1431.
- Wu, J. L., S. Wu, “Is Purchasing Power Parity Overvalued?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2001, 33(3), 804-812.
- Yılandı, V., M. Tıraşoğlu, “Türkiye’nin Makroekonomik Zaman Serilerinin Doğrusallığının Testi”, *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2016, 6(2), ss. 1-16.
- Yoon, G., “It’s All the Miners’ Fault: On the Nonlinearity in U.S. Unemployment Rates”, *Economic Modelling*, 2009, 26, ss. 1449-1454.
- Zivot, E., D. W. K. Andrews, “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 1992, 10(3), ss. 251-270.