

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA TEZİ

FOURIER FONKSİYONLARINA DAYALI
DOĞRUSAL OLMAYAN YENİ BİR
EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ ÖNERİSİ

BARIŞ ERKAN YAZICI

2502170043

TEZ DANIŞMANI
PROF. DR. NİLGÜN ÇİL

İSTANBUL-2021

ÖZ

**FOURIER FONKSİYONLARINA DAYALI DOĞRUSAL
OLMAYAN YENİ BİR EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ ÖNERİSİ**

BARIŞ ERKAN YAZICI

Bu çalışmanın amacı literatüre yeni bir eşbütünleşme testi kazandırmaktadır. Çalışma kapsamında geliştirilen yeni eşbütünleşme testi, Fourier fonksiyonlara dayalı doğrusal olmayan bir testtir. Bu test sayesinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesinde, olası yapısal değişiklikler Fourier fonksiyonlar yardımıyla, doğrusal dışılık ise Üssel Yumuşak Geçişli Otoregresif (ESTAR) süreci ile modellemektedir. Geliştirilen testin alternatif testlere göre daha güçlü bir test olduğu gerek Monte Carlo simülasyonları ile gerekse ampirik uygulama ile tespit edilmiştir.

Çalışmanın temelini oluşturan Fourier fonksiyonlara dayalı doğrusal olmayan eşbütünleşme testlerinin geliştirildiği üçüncü bölümde 4 farklı test istatistiği geliştirilmiş olup, test istatistiklerinin sahip olduğu standart olmayan dağılımlara karşılık gelen kritik değerler üretilmiştir. 4 farklı test istatistiğine ait boyut (size) analizleri ve güç (power) analizleri de gerçekleştirilmiş olup yeni testlerin, alternatif testlere göre genel olarak daha güçlü testler olduğu belirlenmiştir. Ayrıca yeni testlerin herhangi bir boyut çarpıklığına (size distortion) sahip olmadığı gösterilmiştir.

Çalışmaya ait ampirik uygulama kısmında OECD ülkelerinde cari açığın sürdürülebilirliği konusu hem çalışmada geliştirilen eşbütünleşme testleriyle hem de alternatif testler ile araştırılmaktadır. Elde edilen ampirik sonuçlar yeni eşbütünleşme testlerinin alternatiflerine göre ampirik olarak da daha güçlü sonuçlara sahip olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Eşbütünleşme, ESTAR, Fourier Fonksiyonları

ABSTRACT
A NEW NONLINEAR COINTEGRATION TEST PROPOSAL
BASED ON FOURIER FUNCTIONS
BARIŞ ERKAN YAZICI

The aim of this study is to introduce a new cointegration test to the literature. The new cointegration test developed within the scope of the study is a nonlinear test based on Fourier functions. With this test, possible structural changes are modeled with the help of Fourier functions and nonlinearity is modeled with the Exponential Soft Transition Autoregressive (ESTAR) process in determining the long-term relationships between variables. It has been determined by both Monte Carlo simulations and empirical application that the developed test is a stronger test than alternative tests.

In the third part, where nonlinear cointegration tests based on Fourier functions, which form the basis of the study, were developed, 4 different test statistics were developed and critical values corresponding to non-standard distributions of test statistics were produced. Size analyzes and power analyzes of 4 different test statistics were also performed, and it was determined that the new tests were generally more powerful than the alternative tests. It has also been shown that the new tests do not have any size distortion.

In the empirical application part of the study, the sustainability of the current account deficit in OECD countries is investigated both with the cointegration tests developed in the study and with alternative tests. The empirical results show that the new cointegration tests have stronger results empirically than the alternatives.

Key Words: Cointegration, ESTAR, Fourier Function

ÖNSÖZ

Gerek Lisans gerek Yüksek Lisans gerekse Doktora eğitimim boyunca akademik bilgi ve tecrübesi ile çalışmamın her aşamasında katkılarını esirgemeyen değerli danışman hocam Prof. Dr. Nilgün Çil'e bu süreçte bana göstermiş olduğu hoşgörü ve sabırdan dolayı teşekkürlerimi sunarım.

Tez jürimde bulunarak bana fikirleriyle yol gösteren ve katkı sunan sayın Prof. Dr. Burcu KIRAN BAYGIN'a, sayın Prof. Dr. Fatma ZEREN'e, sayın Doç. Dr. Veli YILANCI'ya ve sayın Doç. Dr. Aycan Hepsağ'a teşekkürlerimi sunarım.

Akademik hayatım boyunca beni hep destekleyen babam İsmail YAZICI, annem Ülkü YAZICI ve kardeşim Sude Nur YAZICI'ya teşekkürlerimi sunarım.

Bariş Erkan YAZICI
İstanbul/2021

İÇİNDEKİLER

ÖZ	ii
ABSTRACT	iii
ÖNSÖZ	iv
TABLolar LİSTESİ.....	viii
KISALTMALAR LİSTESİ.....	xi
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

GELENEKSEL VE YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

1.1. Geleneksel Birim Kök Testleri	5
1.1.1. Dickey – Fuller (DF) Birim Kök Testi	5
1.1.2. Genişletilmiş Dickey – Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	7
1.1.2. Phillips - Perron (PP) Birim Kök Testi	8
1.1.4. ADF – GLS Birim Kök Testi	9
1.1.5. KPSS Birim Kök Testi	9
1.1.6. Ng – Perron Birim Kök Testi	10
1.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri	11
1.2.1. Perron (1989) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi	11
1.2.2. Zivot – Andrews (1992) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi	13
1.2.3. Lumsdaine – Papell (1997) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi	14

1.2.4. Lee - Strazicich (2003, 2004) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi	16
1.2.5. Leybourne – Newbold – Vougas (LNV) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi.....	18
1.2.6. Harvey - Mills (2002) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi.....	19
1.3. Geleneksel ve Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testleri.....	21
1.3.1. Geleneksel Eşbütünleşme Testleri.....	21
1.3.1.1.Engle - Granger Eşbütünleşme Testleri.....	21
1.3.1.2. Johansen Eşbütünleşme Testi	23
1.3.1.3. Sınır (ARDL) Eşbütünleşme Testleri	25
1.3.2. Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testleri	27
1.3.2.1. Gregory - Hansen Eşbütünleşme Testi	27
1.3.2.2. Hatemi - J Eşbütünleşme Testi	28

İKİNCİ BÖLÜM

FOURIER BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

2.1. Fourier Birim Kök Testleri.....	31
2.1.1. Becker vd. (2006) Fourier Durağanlık Testi	33
2.1.2. Enders ve Lee (2012a) Fourier Birim Kök Testi.....	34
2.1.3. Enders ve Lee (2012b) Esnek Fourier Birim Kök Testi.....	37
2.1.4. Christopoulos ve León – Ledesma (2010) Fourier Birim Kök Testleri	39
2.1.5. Omay (2015) Fourier Birim Kök Testi.....	44
2.1.6. Güriş (2019) Fourier Birim Kök Testi	44
2.2. Fourier Eşbütünleşme Testleri	46
2.2.1. Tsong vd. (2016) Fourier Eşbütünleşme Testi	47
2.2.2. Banerjee vd. (2017) Fourier Eşbütünleşme Testi	50

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ: YENİ BİR TEST ÖNERİSİ

3.1. Fourier Fonskiyonlarına Dayalı Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testi.....	53
3.2. Küçük Örnek Özellikleri	69

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

CARİ AÇIĞIN SÜRDÜRÜLEBİLİRLİĞİ ANALİZİ: YENİ DOĞRUSAL OLMAYAN FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ UYGULAMASI

4.1. Veri Seti ve Yöntem.....	86
4.2. Ampirik Sonuçlar	89

SONUÇ	102
-------------	-----

KAYNAKÇA	104
----------------	-----

ÖZGEÇMİŞ.....	109
---------------	-----

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 3.1. F_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100).....	58
Tablo 3. 2. F_{NEC}^{F*} Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100).....	59
Tablo 3. 3. t_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100)	60
Tablo 3. 4. t_{NEG}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100)	61
Tablo 3. 5. F_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500).....	62
Tablo 3. 6. F_{NEC}^{F*} Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500).....	63
Tablo 3. 7. t_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500)	64
Tablo 3. 8. t_{NEG}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500)	65
Tablo 3. 9. F_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000).....	66
Tablo 3. 10. F_{NEC}^{F*} Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000).....	67
Tablo 3. 11. t_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000)	69
Tablo 3. 12. t_{NEG}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000)	69
Tablo 3. 13. $F_{NEC,\mu}^F$ ve $F_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi....	70
Tablo 3. 14. $F_{NEC,\mu}^{F*}$ ve $F_{NEC,\tau}^{F*}$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi.....	71
Tablo 3. 15. $t_{NEC,\mu}^F$ ve $t_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi	71
Tablo 3. 16. $t_{NEG,\mu}^F$ ve $t_{NEG,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi.....	72
Tablo 3. 17. $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}^F$ ve $F_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100).....	73
Tablo 3. 18. $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^{F*}$ ve $F_{NEC,\tau}^{F*}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100).....	74
Tablo 3. 19. $t_{NEC,\mu}^F$, $t_{NEC,\tau}^F$, $t_{NEC,\mu}^F$ ve $t_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100)	75
Tablo 3. 20. $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}^F$ ve $t_{NEG,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100).....	76

Tablo 3. 21. $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}$ ve $F_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250).....	77
Tablo 3. 22. $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250).....	78
Tablo 3. 23. $t_{NEC,\mu}^F$, $t_{NEC,\tau}^F$, $t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250).....	79
Tablo 3. 24. $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250).....	80
Tablo 3.25: $F_{NEC,\mu}^F$ ve $F_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi ($\alpha_k = \beta_k = 0$).....	81
Tablo 3.26: $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}$ ve $F_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100).....	81
Tablo 3.27: $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100).....	82
Tablo 3.28: $t_{NEC,\mu}^F$, $t_{NEC,\tau}^F$, $t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100).....	82
Tablo 3.29: $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100).....	83
Tablo 3.30: $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}$ ve $F_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250).....	83
Tablo 3.31: $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250).....	84
Tablo 3.32: $t_{NEC,\mu}^F$, $t_{NEC,\tau}^F$, $t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250).....	84

Tablo 3.33: $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250).....	85
Tablo 4.1. Çalışmada kullanılan OECD ülkeleri ve Gözlem Dönemleri.....	87
Tablo 4.2. İhracat Değişkeni için F-ADF Birim Kök testi sonuçları.....	90
Tablo 4. 3. İthalat Değişkeni için F-ADF Birim Kök Testi Sonuçları...	91
Tablo 4. 4. Değişkenlerin Düzey Değerlerine Uygulanan ADF Birim Kök testi sonuçları.....	93
Tablo 4. 5. ADF Birim Kök Testi Sonuçları.....	94
Tablo 4. 6. Tsong vd. (2016) Fourier (FSHIN) Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	96
Tablo 4. 7. KSS (2006) Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	97
Tablo 4. 8. $F_{NEG,\tau}^F$ Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	98
Tablo 4. 9. $F_{NEG,\tau}^{F*}$ Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	99
Tablo 4. 10. $t_{NEG,\tau}^F$ Eşbütünleşme Test Sonuçları	100
Tablo 4. 11. $t_{NEG,\tau}^F$ Eşbütünleşme Test Sonuçları	101

KISALTMALAR LİSTESİ

ADF: Genişletilmiş Dickey – Fuller

ADL: Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model

AIC: Akaike

ARDL: Sınır Testi

C: Konjonktürel Etkiler

DF: Dickey – Fuller

ECM: Hata Düzeltme Modeli

EKK: En Küçük Kareler

ESTAR: Doğrusal Olmayan Üssel Yumuşak Geçişli Otoregresif Model

HQ: Hannan – Quinn

I: Düzensiz Hareketler

LM: Lagrange Çarpanı

LVN: Leybourne – Newbold – Vougas

PP: Phillips – Perron

S: Mevsimsellik

SC: Schwarz

SSR: Kalıntı Kareler Toplamı

T: Trend

UECM: Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli

VECM: Vektör Hata Düzeltme Modeli

GİRİŞ

Ekonometrik zaman serileri analizlerinde durağanlık ve eşbütünleşme analizleri son 40 yıl içerisinde çok hızlı bir gelişme yaşamış ve literatüre çok sayıda yöntem kazandırılmıştır. İktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesinde önemli bir araç olarak kullanılan eşbütünleşme analizlerine dair daha gelişmiş yöntemlerin zaman içerisinde literatüre sunulması değişkenler arası ilişkilerin daha doğru biçimde belirlenmesini de beraberinde getirmiştir.

Bu çalışma literatüre yeni bir eşbütünleşme testi kazandırmaktadır. Çalışma kapsamında geliştirilen yeni eşbütünleşme testi, Fourier fonksiyonlara dayalı doğrusal olmayan bir testtir. Bu test sayesinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesinde, olası yapısal değişiklikler Fourier fonksiyonlar yardımıyla, doğrusal dışılık ise Üssel Yumuşak Geçişli Otoregresif (ESTAR) süreci ile modellenmektedir. Geliştirilen testin alternatif testlere göre daha güçlü bir test olduğu gerek Monte Carlo simülasyonları ile gerekse ampirik uygulama ile tespit edilmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme testlerine yer verilmektedir. Ayrıca bu bölümde geleneksel testlerin eleştirilerinde de bulunulmuştur.

İkinci bölümde, Fourier fonksiyonlarını temel alan birim kök testleri ve eşbütünleşme testleri anlatılmaktadır. Bu testlerin geleneksel testlere göre üstünlükleri de bu bölüm içerisinde ele alınmaktadır.

Üçüncü bölüm bu çalışmanın temelini oluşturan Fourier fonksiyonlara dayalı doğrusal olmayan eşbütünleşme testlerinin geliştirildiği bölümü kapsamaktadır. Çalışma kapsamında 4 farklı test istatistiği önerilmiş olup bu testlerin uygulamasında kullanılan yardımcı regresyon denklemleri tanıtılmaktadır. Ayrıca geliştirilen test istatistiklerinin sahip olduğu standart olmayan dağılımları temsil eden, Monte Carlo simülasyon tekniği ile üretilen kritik değerler bu bölümde sunulmaktadır. 4 farklı test

istatistiğine ait boyut (size) analizleri ve güç (power) analizleri de gerçekleştirilmiş olup yeni testlerin, alternatif testlere göre genel olarak daha güçlü testler olduğu belirlenmiştir. Ayrıca yeni testlerin herhangi bir boyut çarpıklığına (size distortion) sahip olmadığı gösterilmiştir.

Dördüncü ve son bölümde ise çalışmaya ait ampirik uygulama kısmı yer almaktadır. OECD ülkelerinde cari açığın sürdürülebilirliği konusu gerek çalışmada geliştirilen eşbütünleşme testleriyle gerekse alternatif testler uygulanarak araştırılmaktadır. Elde edilen ampirik sonuçlar yeni eşbütünleşme testlerinin alternatiflerine göre ampirik olarak da daha güçlü sonuçlara sahip olduğunu göstermektedir.

BİRİNCİ BÖLÜM

GELENEKSEL VE YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

İstatistiksel teoriler genel olarak bağımsız rassal örneklem gözlemleri ile bağlantılı süreçleri yansıtmaktadır. Zaman serileri analizleri ise ardışık gözlemlerden meydana gelmektedir. Ardışık gözlemler sayesinde geçmiş dönem değerleri kullanılarak gelecek tahmini yapmak mümkündür. Fakat zaman serileri analizlerinin birçoğu sadece geçmiş dönem değerleri ile değil aynı zamanda tesadüfi değerlerle de açıklanmaktadır. Bu şekilde açıklanan seriler stokastik (tesadüfi) bir yapı göstermektedir.

Bir zaman serisi ile alakalı gelecek tahmininde bulunmak için öncelikle serinin yapısal özelliklerinin belirlenmesi gerekmekte ve genel itibariyle trend (T), mevsimsellik (S), konjonktürel etkiler (C) ve düzensiz hareketlerden (I) oluşan bir yapı göstermektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:42-43). Bu etkiler,

$$Y_t = f(T_t + S_t + C_t + I_t) \quad (1.1)$$

şeklinde yazılmaktadır. Bu yapı içerisinde düzensiz hareketleri belirten I_t bileşeni yerine ε_t stokastik değişkeni tanımlandığı takdirde,

$$Y_t = f(T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t) \quad (1.2)$$

biçiminde yazılmaktadır. Zaman serileri analizlerinde serilerin uzun dönemde nasıl bir davranış sergiledikleri ortaya konmak isteniyorsa serinin öncelikle bileşenlerine ayrışması gerekmektedir. Daha önce bahsedilen ve serilerin yapısal özelliklerini belirleyen trend, mevsimsellik ve konjonktürel hareketlerin zaman serilerini etkilediği varsayılmaktadır. Çünkü trend bileşeni, zaman serisinin uzun vadeli davranışını, konjonktürel bileşen ise düzenli periyodik hareketleri temsil etmektedir. Düzensiz

hareketler bileşenlerinin stokastik olduğu varsayılmaktadır ve ekonometrinin de amacı bu süreci tahmin etmektir (Enders, 2010:2).

(1.1) ve (1.2) no'lu gösterimlerde en çok rastlanılan bileşenin ise trend etkisi olduğu bilinmektedir. Zaman serisi analizlerinde trend bileşeninin stokastik ve/veya deterministik özelliğe sahip olduğu literatürde önemli yer tutmaktadır. Trendin deterministik ya da stokastik özellik taşıması zaman serisinin karakterize edildiği stokastik süreç ile bağlantılıdır. En bilindik stokastik zaman serisi süreçlerinden biri pür rassal yürüyüş sürecidir. Pür rassal yürüyüş süreci herhangi bir Y_t zaman serisi için aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir (Çil, 2015: 79):

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID} (0, \sigma^2) \quad (1.3)$$

(1.3) no'lu gösterimde Y_t zaman serisinin bir önceki dönem değeri olan Y_{t-1} ve ε_t olarak ifade edilen 0 ortalamalı ve sabit varyanslı tesadüfi bir değişkenin toplamı olduğu varsayılmaktadır. Pür rassal yürüyüş sürecinde Y_t zaman serisinin trendi stokastik özelliktedir. Pür rassal yürüyüş süreci dışında kayan rassal yürüyüş ve deterministik trendli kayan rassal yürüyüş sürecine ait gösterimler ise aşağıdaki şekildedir:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID} (0, \sigma^2) \quad (1.4)$$

$$Y_t = \mu + \beta_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID} (0, \sigma^2) \quad (1.5)$$

(1.4) no'lu gösterimde yer alan kayan rassal yürüyüş süreci de stokastik trende sahiptir. Deterministik trendli kayan rassal yürüyüş sürecinde ise deterministik ve stokastik trend birlikte gözlemlenmektedir.

Trend bileşeninin dışında özellikle çeyreklik ve aylık verilerde rastlanılan bir bileşen olan mevsimsellik için de mevsimsel etkinin stokastik ve/veya deterministik özelliğe sahip olduğunun ayrıştırılabilmesi önemlidir. Çeyreklik olarak gözlenen Y_t

gibi bir serinin izlediği süreç aşağıdaki gibi ise bu serinin sahip olduğu mevsimselliğin stokastik olduğu ifade edilmektedir:

$$Y_t = Y_{t-4} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID} (0, \sigma^2) \quad (1.6)$$

(1.6) no'lu gösterimin, Y_t zaman serisinin dört dönem önceki değeri olan Y_{t-4} ve ε_t olarak ifade edilen 0 ortalamalı ve sabit varyanslı tesadüfi bir değişkenin toplamı olduğu bilinmektedir. Eğer mevsimsellik deterministik özelliğe sahipse aşağıdaki süreç tarafından karakterize edilmektedir:

$$Y_t = \mu + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID} (0, \sigma^2) \quad (1.7)$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 1, & 2. \text{ çeyrek ise} \\ 0, & \text{diğer durumlar} \end{cases} \quad (1.7)$$

$$D_{3t} = \begin{cases} 1, & 3. \text{ çeyrek ise} \\ 0, & \text{diğer durumlar} \end{cases} \quad (1.7)$$

$$D_{4t} = \begin{cases} 1, & 4. \text{ çeyrek ise} \\ 0, & \text{diğer durumlar} \end{cases} \quad (1.7)$$

1.1. Geleneksel Birim Kök Testleri

Yukarıda ifade edilen stokastik süreçler bir zaman serisinin durağanlığının sınanmasında en sık kullanılan birim kök testlerinin de temelini oluşturmaktadır. Literatürde bilinen ilk birim kök testi Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiştir.

1.1.1. Dickey – Fuller (DF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) geliştirmiş oldukları birim kök testinde (1.3) no'lu gösterimde yer alan rassal yürüyüş sürecini temel almışlardır:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (1.8)$$

$$t_{\hat{\phi}} = \frac{\hat{\phi} - 1}{sh_{\hat{\phi}}} \quad (1.9)$$

(1.9) no'lu gösterimde t test istatistiğinin kritik değerden mutlak değerce küçük olması durumunda $\phi = 1$ sıfır hipotezi, $\phi < 1$ alternatif hipotezine karşı reddedilememektedir. Sıfır hipotezinin reddedilememesi zaman serisinin birim kök süreci izlediğini göstermektedir. Dikkat edilirse $\phi = 1$ olması durumu (1.8) no'lu gösterimi pür rassal yürüyüş sürecine dönüştürmektedir. Bu nedenle pür rassal yürüyüş süreci birim kök süreci olarak tanımlanmaktadır ve birim kök sürecinin temeli rassal yürüyüş sürecine dayanmaktadır. Diğer taraftan sıfır hipotezinin reddedilmesi, zaman serisinin durağan süreç izlediği anlamına gelmektedir (Dickey ve Fuller, 1979:427-428).

Dickey ve Fuller (1979) alternatif olarak $\phi = \delta + 1$ dönüşümünü önererek birim kök hipotezinin test edilmesinde yardımcı regresyonların elde edilmesini sağlamışlardır:

$$Y_t = (\delta + 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$t_{\hat{\delta}} = \frac{\hat{\delta}}{sh_{\hat{\delta}}} \quad (1.11)$$

(1.10) no'lu gösterimde $\delta = 0$ sıfır hipotezi $\delta < 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. (1.11)'deki $t_{\hat{\delta}}$ test istatistiğinin mutlak değerce kritik değerden küçük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir.

(1.10) no'lu gösterimdeki yardımcı regresyon denklemine, zaman serisinin izlemiş olduğu sürece bağlı olarak aşağıdaki gibi sabit terim ve sabit terim ile birlikte deterministik trend değişkeni eklenmektedir:

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

1.1.2. Genişletilmiş Dickey – Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (1979) testine getirilen eleştirilerden en önemlisi otokorelasyon sorununu ele almamasıdır. Dickey – Fuller (1981) tarafından geliştirilen ve Genişletilmiş Dickey – Fuller (ADF) birim kök testi olarak adlandırılan testte otokorelasyon sorunu dikkate alınmış ve aşağıdaki yardımcı regresyon denklemleri kullanılmıştır:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.16)$$

Bu gösterimlerde bağımlı değişken ΔY_t 'nin gecikmeli değerleri yardımcı regresyon denklemine dahil edilerek, denklemler genişletilmektedir. Denklemlerin genişletilmesinde dikkate alınması gereken husus kaç gecikmenin modele

ekleneceğidir. Uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan – Quinn (HQ) vb. bilgi kriterlerinden faydalanılmaktadır. Böylelikle hata terimlerindeki otokorelasyon sorunu da ortadan kaldırılmaktadır. ADF testinde tanımlanan sıfır hipotezi ve alternatif hipotez, Dickey – Fuller testinde tanımlandığı gibidir.

1.1.3. Phillips – Perron (PP) Birim Kök Testi

Birim kök testlerinin gelişimine diğer bir katkı Phillips ve Perron (1988) tarafından sunulmuştur. Phillips – Perron (PP), 1988 yılında geliştirmiş oldukları birim kök testinde Dickey – Fuller’in literatüre kazandırdığı yapıyı dikkate almışlardır. Ancak Dickey – Fuller yardımcı regresyon modellerinin tahmininde en küçük kareler (EKK) yönteminden farklı olarak parametrik olmayan tahmin yöntemlerini önermişlerdir.

Esas itibarıyla birim kök hipotezinin durağanlık hipotezine karşı sınanmasında bir farklılık bulunmamaktadır. Bu testte de (1.14), (1.15) ve (1.16)’da gösterilen yardımcı regresyon modelleri dikkate alınmaktadır. PP testinde test istatistiği dönüştürülmüş biçimiyle aşağıda gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$Z_t = (\sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2)^{1/2} \frac{(\hat{\phi}_1 - 1)}{s_{Tl}} - \left(\frac{1}{2}\right) \frac{s_{Tl}^2 - s_\varepsilon^2}{\left[s_{Tl}^2 (T^{-2} \sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2)^{1/2}\right]} \quad (1.17)$$

(1.17) no’lu gösterimde $s_\varepsilon^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ hata teriminin varyansının tutarlı tahmincisidir. $s_{Tl}^2 = s_\varepsilon^2 + 2 \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} / T$ ise uzun dönem varyans tahmincisidir.

Sıfır hipotezi birim kökün varlığını gösterirken alternatif hipotez durağanlığı ifade etmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin PP (1988) tarafından üretilen kritik değerlerden mutlak değerce küçük olmasında sıfır hipotezi reddedilememektedir.

1.1.4. ADF – GLS Birim Kök Testi

Yukarıda anlatılan testlerin dışında, Elliott vd. (1996) daha güçlü birim kök analizlerinin arayışına devam etmiş ve literatürde ADF – GLS olarak bilinen testi önermişlerdir. Bu testin temel farklılığı zaman serisinin bir sabit terim veya sabit terimle birlikte deterministik trende sahip olduğu durumda kullanılabilmesidir.

$$Y_t = d_t + u_t \quad (1.18)$$

$$u_t = au_{t-1} + v_t \quad (1.19)$$

(1.18) no'lu gösterimdeki d_t değişkeni deterministik kısmı ifade ederken, (1.19) no'lu denklemdeki v_t ise gözlemlenemeyen fakat sıfır ortalamaya sahip olduğu varsayılan hata sürecini ifade etmektedir. $a = 1$ olarak tanımlanan sıfır hipotezine karşı $a = \tilde{a} < 1$ alternatif hipotezi test edilmektedir.

ADF – GLS testinin bir diğer farkı, testin uygulanması aşamasında ortaya çıkmaktadır. Zaman serisi sabit terime sahipse öncelikli olarak ortalamadan arındırılarak test uygulanmaktadır. Eğer zaman serisi sabit terimle birlikte deterministik trende de sahipse bu defa trendden arındırılarak test uygulanabilmektedir. Ortalamadan veya trendden arındırılmış serilere standart ADF birim kök testi uygulanmakta ve test istatistiği kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan test istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçük ise birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir.

1.1.5. KPSS Birim Kök Testi

Durağanlığın belirlenmesinde literatürde yer alan ve kullanılan bir diğer test ise Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen testtir. Bu test gerek ADF gerek PP gerekse ADF – GLS testlerinden, birim kök hipotezinin tanımlanması açısından farklılık göstermektedir. KPSS testinde sıfır hipotezi durağanlık olarak ifade edilirken

alternatif hipotez birim kökün varlığını göstermektedir. Burada dikkat edilmesi gereken bir başka nokta durağanlık hipotezinin trend durağanlığa karşılık gelmesidir. Bunun nedeni bu testin uygulanması aşamasında öncelikle zaman serisinin trendden arındırılması gerekliliğidir. KPSS test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (1.20)$$

(1.20) no'lu gösterimde $S_t^2 = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$ ve $s^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-s}$ şeklinde hesaplanmaktadır.

KPSS testinde Lagrange çarpanına (LM) dayalı test istatistiği elde edilmekte ve bu test istatistiği pozitif değer almakla birlikte KPSS tarafından üretilen kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan LM test istatistiğinin kritik değerlerden küçük olması durumunda sıfır hipotezi olan durağanlığın varlığı reddedilememektedir.

1.1.6. Ng – Perron Birim Kök Testi

Zaman serileri analizlerinde durağanlığın test edilmesinde kullanılan birim kök testlerinden özellikle ADF ve PP testlerinin küçük örneklerde ortaya çıkan boyut çarpıklıkları (size distortion) sebebiyle Ng ve Perron (2001) bu sorunun üstesinden gelmek için modifiye edilmiş olarak tanımlanan dört farklı birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu dört birim kök testinden MZ_α ve MZ_t testi Phillips – Perron tipi birim kök testlerinin modifiye edilmiş hali iken MSB testi Bhargava testinin modifiye edilmiş hali ve son olarak MPT testi ADF – GLS birim kök testinin modifiye edilmiş halidir.

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + \left(\frac{T}{2}\right) (\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (1.21)$$

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} \quad (1.22)$$

$$MZ_t = Z_t + \left(\frac{1}{2}\right) (\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} (\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (1.23)$$

$$MPT = [\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{Y}_T^2] / s_{AR}^2 \quad (1.24)$$

$$MPT = [\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{Y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{Y}_T^2] / s_{AR}^2 \quad (1.25)$$

(1.24) no'lu gösterim sabit terimin varlığında kullanılan test istatistiğidir. (1.25) no'lu gösterim ise sabitli ve trendli durumda kullanılan test istatistiğini yansıtmaktadır.

1.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Yukarıda anlatılan birim kök testlerinin veri yaratma süreçleri incelendiğinde zaman serilerinde ortaya çıkabilecek yapısal değişmelerin (kırılmaların) dikkate alınmadığı görülebilmektedir. Bir zaman serisinin durağan olmayan davranışlar göstermesinin bir sebebi de zaman içerisinde maruz kalmış olduğu yapısal değişmelerdir. Bu noktadaki temel problem bu testlerin yapısal kırılmaları dikkate almadığı durumda sıfır hipotezinin reddedilememe eğiliminin ortaya çıkmasıdır. Bir başka ifadeyle aslında durağan olan bir serinin bu eğilim sebebiyle birim kök sürecine sahip olduğunun belirlenmesidir. Bu sorunun üstesinden gelmek amacıyla Perron (1989), literatürdeki ilk yapısal kırılmalı birim kök testini geliştirmiştir.

1.2.1. Perron (1989) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Birim kök testlerinin genelinde görülen en belirgin problemlerden birisi deterministik trend fonksiyonunun doğru bir şekilde belirlendiğinin varsayılmasıdır. Fakat Perron (1989) yaptığı çalışmada deterministik trend fonksiyonunda var olan bir kırılmanın aslında birim köklü bir süreç izlemeyen seride sanki birim kök varmış gibi bir kararın verilmesi durumunu tartışmıştır (Maddala ve Kim, 1998:389).

Perron (1989) durağanlığın sınanmasında test regresyonlarına yapısal kırılmayı dahil ederek aşağıdaki A, B ve C modellerini önermiştir:

Model A:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 DVTB_t + \gamma_2 DVU_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.26)$$

$$DVTB_t = \begin{cases} 1, & t = T_b + 1 \\ 0, & t \neq T_b + 1 \end{cases} \quad (1.27)$$

$$DVU_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.28)$$

Model B:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \gamma_2 DVU_t + \gamma_3 DVT_t^* + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.29)$$

$$DVT_t^* = \begin{cases} t - T_b, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.30)$$

Model C:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \gamma_1 DVTB_t + \gamma_2 DVU_t + \gamma_3 DVT_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.31)$$

$$DVTB_t = \begin{cases} 1, & t = T_b + 1 \\ 0, & t \neq T_b + 1 \end{cases} \quad (1.32)$$

$$DVU_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.33)$$

$$DVT_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.34)$$

Model A sabitte tek bir yapısal kırılmayı, Model B trendde tek bir yapısal kırılmayı, Model C ise hem sabitte hem de trendde tek bir kırılmayı dikkate almaktadır.

Perron (1989) yapısal kırılmalı birim kök testlerinde sıfır hipotezi ($\delta = 0$) yapısal kırılmalı birim kök süreci olarak tanımlanırken, alternatif hipotez ($\delta < 0$) ise yapısal kırılmalı durağanlığı göstermektedir. Hesaplanan test istatistiklerinin mutlak değerce küçük olduğu durumda sıfır hipotezi reddedilememektedir.

1.2.2. Zivot – Andrews (1992) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Literatürde Perron (1989) birim kök testine getirilen en büyük eleştiri, yapısal kırılmaların dışsal olarak belirlenmesidir. Bu eleştiriden hareketle Zivot ve Andrews (1992), yapısal kırılmaların test regresyonlarında içsel olarak yer alabileceği birim kök testi geliştirmişlerdir. Yine A, B ve C gibi üç farklı yardımcı regresyon denklemi önererek aşağıdaki modelleri oluşturmuşlardır:

Model A:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \gamma_2 DVU_t(\hat{\lambda}) + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.35)$$

$$DVU_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.36)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{T_B}{T} \quad (1.37)$$

Model B:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \gamma_3 DVT_t^*(\hat{\lambda}) + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.38)$$

$$DVT_t^* = \begin{cases} t - T_b, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.39)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{T_B}{T} \quad (1.40)$$

Model C:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \gamma_2 DVU_t(\hat{\lambda}) + \gamma_3 DVT_t^*(\hat{\lambda}) + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.41)$$

$$DVU_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.42)$$

$$DVT_t^* = \begin{cases} t - T_b, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad (1.43)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{T_B}{T} \quad (1.43)$$

Model A sabitte tek bir içsel yapısal kırılmayı, Model B trendde tek bir içsel yapısal kırılmayı, Model C ise hem sabitte hem de trendde tek bir içsel yapısal kırılmayı dikkate almaktadır. Zivot – Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinde sıfır hipotezi ($\delta = 0$) birim kök süreci olarak tanımlanırken, alternatif hipotez ($\delta < 0$) ise yapısal kırılmalı durağanlığı göstermektedir. Hesaplanan test istatistiklerinin mutlak değerce küçük olduğu durumda sıfır hipotezi reddedilememektedir.

1.2.3. Lumsdaine – Papell (1997) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Yapısal kırılmalı birim kök testlerine ilişkin literatürde zaman serisinin tek bir yapısal kırılmayla karakterize edilemeyeceği sorgulanmış ve bunun sonucunda Lumsdaine ve Papell (1997) iki yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri geliştirmişlerdir. AA ve CC olmak üzere iki farklı yardımcı regresyon modelini aşağıdaki gibi ortaya koymuşlardır:

Model AA:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.44)$$

$$DU1_t = \begin{cases} 1, & t > T_{b1} \\ 0, & t \leq T_{b1} \end{cases} \quad (1.45)$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1, & t > T_{b2} \\ 0, & t \leq T_{b2} \end{cases} \quad (1.46)$$

Model CC:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.47)$$

Burada Model AA sabitte içsel iki kırılmayı, Model CC ise hem sabitte hem de trendde iki içsel kırılmayı dikkate almaktadır. $DT1_t$, $t > T_{b1}$ iken $t - T_{b1}$ diğer durumlarda 0 ve $DT2_t$ ise $t > T_{b2}$ iken $t - T_{b2}$ diğer durumlarda 0 değerini alan gölge değişkenlerdir. Lumsdaine ve Papell (1997) yapısal kırılmalı birim kök testinde sıfır hipotezi birim kök süreci olarak tanımlanırken, alternatif hipotez ise iki yapısal kırılmalı durağanlığı göstermektedir.

1.2.4. Lee - Strazicich (2003, 2004) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Perron (1989), Zivot – Andrews (1992) ve Lumsdaine – Papell (1997) tarafından geliştirilen birim kök testlerinin yanı sıra Lee ve Strazicich (2003 – 2004) hem yapısal kırılmayı içsel olarak modellemiş hem de sıfır ve alternatif hipotezlere bir ve iki yapısal kırılmayı dahil edebilmiştir.

Model A:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t \quad (1.48)$$

$$Z_t = [1, t, D_{1,t}]' \quad (1.49)$$

$$\Delta Y_t = \delta' Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.50)$$

Model C:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t \quad (1.51)$$

$$Z_t = [1, t, D_{1,t}, DT_{1,t}]' \quad (1.52)$$

$D_{1,t}, t \geq T_B + 1$ ise $t - T_B$ diğer durumlarda 0

$$\Delta Y_t = \delta' Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.53)$$

Model AA:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t \quad (1.54)$$

$$Z_t = [1, t, D_{1,t}, D_{2,t}]' \quad (1.55)$$

$$\Delta Y_t = \delta' Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.56)$$

Model CC:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t \quad (1.57)$$

$$Z_t = [1, t, D_{1,t}, D_{2,t}, DT_{1,t}, DT_{2,t}]' \quad (1.58)$$

$D_{1,t}, t \geq T_{B1} + 1$ ise $t - T_{B1}$ diğer durumlarda 0

$D_{2,t}, t \geq T_{B2} + 1$ ise $t - T_{B2}$ diğer durumlarda 0

$$\Delta Y_t = \delta' Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.59)$$

Model A sabitte tek bir yapısal kırılmayı, Model C ise hem sabitte hem de trendde tek yapısal kırılmayı, Model AA sabitte iki kırılmayı, Model CC ise hem sabitte hem de trendde iki kırılmayı dikkate almaktadır.

Ancak bu kısımda anlatılan yapısal kırılmalı birim kök testlerinde yapısal kırılmanın gölge değişken kullanımı nedeniyle ani değişimleri dikkate aldığı görülmektedir. Bu durum iktisadi olayların, yaşanan yapısal değişikliklere ani olarak tepki verdiğini ifade etmektedir. Bu açıdan bakıldığında ani değişimleri temel alan gölge değişken kullanımı, yapısal kırılmaların dahil edilmesinde tartışmalı hale gelmektedir. Çünkü iktisadi birimlerde yaşanan yapısal değişimlerin ani olarak ortaya çıkmasındansa kademeli (gradual) olarak ortaya çıkması daha rasyonel bir durum olarak kabul edilmektedir.

1.2.5. Leybourne – Newbold – Vougas (LNV) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Bu testte yapısal kırılma kademeli olarak dikkate alınmakta ve lojistik yumuşak geçiş fonksiyonu ile temsil edilmektedir. Bu yöntemde kullanılan A, B ve C modelleri aşağıda sunulmuştur (Leybourne vd., 1998: 193 – 200):

Model A:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\lambda, \tau) + v_t \quad (1.60)$$

Model B:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\lambda, \tau) + v_t \quad (1.61)$$

Model C:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\lambda, \tau) + \beta_2 t S_t(\lambda, \tau) + v_t \quad (1.62)$$

(1.60) no'lu gösterimde Model A olarak ifade edilen denklem sadece ortalamadaki yumuşak kırılmayı, (1.61) no'lu denklemde belirtilen ve Model B olarak gösterilen model deterministik trend altında ortalamadaki yumuşak kırılmayı ve son olarak (1.62) no'lu gösterimde yer alan ve Model C olarak ifade edilen model hem ortalamadaki hem de trenddeki yumuşak kırılmayı belirtmektedir.

$$S_t(\gamma, \tau) = [1 + \exp\{-\lambda(t - \tau_i T)\}]^{-1} \quad (1.63)$$

(1.63) no'lu gösterimde yer alan $S_t(\gamma, \tau)$ ise yumuşak kırılmaları modelleyen lojistik yumuşak geçiş fonksiyonudur. Yapısal kırılmalar bu fonksiyon yardımıyla gölge değişken yerine kademeli olarak modellenabilmektedir.

Testin uygulanmasında öncelikli olarak (1.60), (1.61), (1.62) no'lu denklemlerde gösterilen Model A, Model B ve Model C, doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Tahminler elde edildikten sonra modellere ait kalıntılar aşağıdaki biçimde gösterilmektedir:

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) \quad (1.64)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) \quad (1.65)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) \quad (1.66)$$

(1.64), (1.65) ve (1.66) no'lu denklemlerde gösterilen ve sırasıyla Model A, B ve C için doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle kalıntıların tahmin edilmesinin ardından, ikinci aşama olan kalıntılara ADF testi uygulanmaktadır. Bu uygulama için aşağıdaki yardımcı regresyon modeli temel alınmaktadır.

$$\Delta \hat{v}_t = \delta \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.67)$$

LNV birim kök testinde sıfır hipotezi ($\delta = 0$) birim kök süreci olarak tanımlanırken, alternatif hipotez ($\delta < 0$) ise yumuşak kırılmalı durağanlığı göstermektedir. Hesaplanan test istatistiklerinin mutlak değerce küçük olduğu durumda sıfır hipotezi reddedilememektedir.

1.2.6. Harvey - Mills (2002) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Harvey ve Mills (2002) tarafından bir yumuşak kırılma yerine iki yumuşak kırılmayı dikkate alan bir birim kök test geliştirilmiştir. Bu testte de A, B ve C gibi üç farklı model ortaya konmuştur:

Model A:

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \alpha_3 S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + v_t \quad (1.68)$$

Model B:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \alpha_3 S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + v_t \quad (1.69)$$

Model C:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \beta_2 t S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \alpha_3 S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + \beta_3 t S_{3t}(\gamma_2, \tau_2) + v_t \quad (1.70)$$

(1.68) no'lu denklemde gösterilen ve Model A olarak ifade edilen model sadece ortalamadaki iki yumuşak kırılmayı, (1.69) no'lu gösterimde yer alan ve Model B olarak ifade edilen denklem deterministik trend altında ortalamada iki yumuşak kırılmayı ve son olarak (1.70) no'lu gösterimde yer alan ve Model C olarak ifade edilen model ise hem ortalamadaki hem de trenddeki iki yumuşak kırılmayı belirtmektedir (Harvey ve Mills, 2002: 676).

$$S_{it}(\gamma_i, \tau_i) = [1 + \exp\{-\gamma_i(t - \tau_i T)\}]^{-1} \quad i = 1, 2 \quad (1.71)$$

(1.71) no'lu gösterimde yer alan $S_{it}(\gamma_i, \tau_i)$ ($i = 1, 2$) ise yumuşak kırılmaları modelleyen lojistik yumuşak geçiş fonksiyonlarıdır. Yapısal kırılmalar bu fonksiyonlar yardımıyla gölge değişken yerine kademeli olarak modellenenmektedir. Bu gösterimde bahsi geçen τ_1 ve τ_2 , iki geçiş arasındaki orta noktaları belirten parametreleri temsil etmektedir. γ_1 ve γ_2 ise rejimden rejime geçiş hızlarındaki farkı belirleyen parametreler olarak ifade edilmektedir.

Testin uygulanmasında öncelikli olarak (1.68), (1.69), (1.70) no'lu denklemlerde gösterilen Model A, Model B ve Model C, doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Tahmin yapıldıktan sonra modellere ait kalıntılar aşağıdaki biçimde gösterilmektedir:

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 S_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1) - \hat{\alpha}_3 S_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2) \quad (1.72)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1) - \hat{\alpha}_3 S_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2) \quad (1.73)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1) - \hat{\beta}_2 t S_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1) - \hat{\alpha}_3 S_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2) - \hat{\beta}_3 t S_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2) \quad (1.74)$$

(1.72), (1.73) ve (1.74) no'lu denklemlerde gösterilen ve sırasıyla Model A, B ve C için doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle kalıntıların tahmin edilmesinin ardından, ikinci aşama olan kalıntılara ADF testi uygulaması gelmektedir. Bu uygulama için aşağıdaki yardımcı regresyon modeli temel alınmaktadır (Harvey ve Mills, 2002: 677):

$$\Delta \hat{v}_t = \rho \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \eta_t \quad (1.75)$$

Harvey - Mills birim kök testinde sıfır hipotezi ($\delta = 0$) birim kök süreci olarak tanımlanırken, alternatif hipotez ($\delta < 0$) ise iki yumuşak kırılmalı durağanlığı göstermektedir. Hesaplanan test istatistiklerinin mutlak değerce küçük olduğu durumda sıfır hipotezi reddedilememektedir.

1.3. Geleneksel ve Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testleri

1.3.1. Geleneksel Eşbütünleşme Testleri

Zaman serileri genel itibariyle durağan olmayan bir süreç izlemektedir. Granger ve Newbold (1974)'un bahsettiği üzere durağan – dışı zaman serileri birim kök içerdiklerinden dolayı bu özelliğe sahip serilerle kurulan modellerde sahte regresyon sorununa rastlanılmaktadır. Dolayısıyla regresyon analizlerinde birim köke sahip serilerin durağanlaştırıldıktan sonra analize tabi edilmesi gerektiğinden ve bu durum uzun dönemli bilgi (ilişki) kayıplarına sebep olacağından değişkenlerin farkı alınarak regresyon analizi yapılması uygun olmamaktadır.

1.3.1.1. Engle – Granger Eşbütünleşme Testi

Uzun dönemli ilişkilerin fark alma işlemiyle yok olmasından hareketle değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi eşbütünleşme olarak adlandırılan yöntemlerle gerçekleştirilmesi daha rasyoneldir. İlk kez Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi ile iki değişken arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılabilmektedir. Bu yöntemde birinci farkı alındıktan sonra durağan hale gelen iki değişkenin arasındaki uzun dönemli ilişki belirlenebilmektedir.

Engle ve Granger (1987) yaklaşımında uzun dönem modeli olarak adlandırılan aşağıdaki model dikkate alınmaktadır:

$$Y_t = \beta_0 + B_1 X_t + \varepsilon_t \quad (1.76)$$

(1.76) no'lu gösterimde Y_t ve X_t birinci mertebeden durağan, $I(1)$ değişkenlerdir. Bu iki $I(1)$ değişkenin eşbütünleşik ilişkiye sahip olmaları ε_t 'nin durağan bir değişken olması ile tanımlanabilmektedir. Burada eşbütünleşik vektör; $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - B_1 X_t$ şeklinde elde edilmektedir.

Yukarıdaki açıklamalar dikkate alındığında Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testi iki aşamalı ve kalıntılara dayalı bir test olarak bilinmektedir. Testin ilk aşamasında (1.76)'daki uzun dönem modeli En Küçük Kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir ve modelin kalıntıları elde edilmektedir. Testin ikinci aşamasında ilk aşamada elde edilen bu kalıntılara Dickey – Fuller tipi birim kök testi uygulanmaktadır. Birim kök testine ait gösterim aşağıdaki biçimdedir:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + u_t \quad (1.77)$$

Bu yardımcı regresyon modeli de EKK yöntemi ile tahmin edilmekte $\delta = 0$ eşbütünleşme olmadığını ifade eden sıfır hipotezi, eşbütünleşmenin varlığını gösteren $\delta < 0$ alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin mutlak değerce kritik değerden büyük olması sonucu sıfır hipotezi reddedilmekte ve Y_t ve X_t arasında eşbütünleşik ilişkinin varlığı belirlenmektedir.

Engle ve Granger (1987)'nin literatüre kazandırmış olduğu en önemli yeniliklerden biri de hata düzeltme yapısıdır. Hata düzeltme modelleri (ECM) kısa dönem modelleri olarak isimlendirilmekte ve bu değişkenler arasında kısa dönemde meydana gelecek bir dengesizliğin uzun dönemde dengeye geleceğini tanımlamakta ve aşağıdaki basit modeli temel almaktadır:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \theta \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (1.78)$$

(1.78) no'lu gösterimde $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ hata düzeltme terimidir. Bu değişkenin önündeki katsayı olan θ , istatistiksel açıdan anlamlı ve negatif olması durumunda hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı anlamına gelmektedir. Buna göre iki değişken arasındaki

kısa dönemde ortaya çıkan dengesizlikler uzun dönemde dengeye gelecektir ve bunun süresi ise $\frac{1}{\theta}$ 'nın değeri ile ölçülmektedir.

1.3.1.2. Johansen Eşbütünleşme Testi

Engle ve Granger eşbütünleşme testine getirilen en önemli eleştiri tek bir eşbütünleşik vektörün varlığını belirleyebilmesidir. Değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşik vektörün olması durumunda bu test güçsüzleşmektedir. Johansen (1988) bu noktayı dikkate alarak değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşik vektörün varlığına izin veren ve literatürde çok değişkenli eşbütünleşme testi olarak bilinen testi geliştirmiştir.

Gösterimin basitliği açısından Y_t ve X_t gibi iki değişkenli durum dikkate alındığında Johansen (1988)'in önerdiği haliyle eşbütünleşme testinde kullanılan model matrissel notasyon ile aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.79)$$

Dolayısıyla vektör hata düzeltme (VECM) şu şekilde tekrardan yazılabilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 505 – 506):

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.80)$$

$$\Delta Z_t = \sum_{i=2}^p \Gamma_{i-1} \Delta Z_{t-i+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.81)$$

(1.80) no'lu gösterimde yer alan Π parametresi uzun dönem ilişkisini gösteren parametre matrisidir. Π matrisinin parametrelerini, $\Pi = \alpha\beta'$ biçiminde iki bileşen olarak yazmak mümkündür. Buradaki β' parametresi uzun dönem katsayısını, α uzun dönem parametresinin uyarlanma hızını göstermektedir.

Bu yöntemde Π matrisinin rankı dikkate alınarak eşbütünleşme sınaması gerçekleştirilmektedir. Eşbütünleşmenin sınanmasında iki farklı test istatistiği kullanılmaktadır. Bunlardan ilki iz (trace) istatistiği iken diğeri ise maksimum özdeğer test istatistiğidir. İz istatistiğinin hesaplanması ve bu test istatistiğine ait hipotezler aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (1.82)$$

$$\begin{array}{ll} H_0: r = 0, & H_1: r \geq 1 \\ H_0: r \leq 1, & H_1: r \geq 2 \\ \dots & \dots \\ H_0: r \leq m-1, & H_1: r \geq m \end{array} \quad (1.83)$$

Burada r , Π matrisinin rank sayısını göstermektedir ve eşbütünleşme sınaması ardışık biçimde yapılmaktadır. Örneğin, burada ilk hipotezde $r = 0$ eşbütünleşik ilişkinin olmadığı hipotezi $r \geq 1$ hipotezine karşı sınanmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda bu kez $r \leq 1$ hipotezi $r \geq 2$ hipotezine karşı sınanmaktadır. Süreç bu şekilde ardışık olarak devam etmektedir.

Johansen eşbütünleşme analizinde kullanılan bir diğer test istatistiği olan maksimum özdeğer test istatistiğinin hesaplanması ve bu test istatistiğine ait hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (1.84)$$

$$\begin{array}{ll} H_0: r = 0, & H_1: r = 1 \\ H_0: r \leq 1, & H_1: r = 2 \\ \dots & \dots \\ H_0: r \leq m-1, & H_1: r = m \end{array} \quad (1.85)$$

Bu test istatistiği kullanılarak da iz istatistiğine benzer şekilde hipotezler ardışık şekilde sınanmaktadır.

1.3.1.3. Sınır (ARDL) Eşbütünleşme Testi

Zaman serileri arasındaki gerçekleşmesi mümkün uzun dönemli ilişkinin araştırılması için literatürde yer alan başka bir yöntem ise Pesaran vd. (2001) tarafından ortaya atılan Sınır testidir. Sınır testi, yukarıda bahsedilen geleneksel eşbütünleşme testlerine göre daha avantajlı bir yöntem olarak bilinmektedir (Hepsağ, 2009: 177). Sınır testi ile yapılan analizlerde kullanılan değişkenlerin düzeyde durağan $I(0)$, birinci mertebeden durağan $I(1)$ veya aynı mertebeden eşbütünleşik ilişkiye sahip olmasına bakılmamaktadır. Ayrıca gözlem sayısının az olduğu durumlarda da sınır testine başvurmak bu yaklaşımın başka bir avantajını da göstermektedir (Narayan ve Narayan, 2005: 429).

Sınır testi, gecikmesi dağıtılmış otoregresif modeller (ARDL) kullanılarak uygulanabilmektedir. ARDL yaklaşımında öncelikle değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak için kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) olarak nitelendirilen model kurulmaktadır. Oluşturulan bu model yardımıyla analize konu olan değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin varlığı belirlenmektedir (Hepsağ, 2009:177).

ARDL yaklaşımında kurulan kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_3 Y_{t-1} + \alpha_4 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.86)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_3 Y_{t-1} + \alpha_4 X_{t-1} + \alpha_5 trend + \varepsilon_t \quad (1.87)$$

(1.86) ve (1.87) no'lu gösterimlerdeki kısıtsız hata düzeltme modelleri arasındaki farkın trend değişkeni olduğu görülmekte ve ARDL yönteminde trend değişkenli veya trend değişkensiz kısıtsız hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir.

Sınır testi ile değişkenler arasındaki eşbütünleşik ilişkinin varlığı yani değişkenlerin uzun dönemli bir ilişki içinde olup olmadığı (1.86) ve (1.87) no'lu modellerde yer alan Y_{t-1} ve X_{t-1} değişkenlerinin katsayıları ile kurulan hipotezlerle tespit edilmektedir. Sıfır hipotezi $\alpha_3 = \alpha_4 = 0$ değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin olmadığını belirtirken, alternatif hipotez değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin olduğunu göstermektedir.

Serilerin eşbütünleşik ilişki içerisinde olduklarının belirlenmesinin ardından sonraki aşamada kısa ve uzun dönem ARDL modellerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Uzun dönem ARDL modeli aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.88)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_3 trend + \varepsilon_t \quad (1.89)$$

ARDL modeli ile aynı zamanda seriler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi de araştırmak mümkündür ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \delta EC_{t-1} \varepsilon_t \quad (1.90)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \alpha_3 trend + \delta EC_{t-1} \varepsilon_t \quad (1.91)$$

Yukarıda sayılan geleneksel eşbütünleşme testlerinde eşbütünleşik vektörün zaman içerisinde herhangi bir değişikliğe uğramadığı varsayımı yapılmaktadır. Tıpkı geleneksel birim kök testlerinin yapısal kırılmanın varlığında güçsüz testlere dönüşmesi gibi geleneksel eşbütünleşme testlerinde de eşbütünleşik vektörün tahmininde yapısal kırılmaya izin verilmemesi geleneksel eşbütünleşme testlerinde de

eşbütünleşik ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedilememe eğilimini ortaya çıkarmaktadır. Dolayısıyla aslında değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmasına rağmen geleneksel eşbütünleşme testlerinin güçsüzlüğü nedeniyle uzun dönemli ilişki olmadığı sonucuna ulaşılabilmektedir.

1.3.2. Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testleri

1.3.2.1. Gregory - Hansen Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen (1996) ortaya koydukları çalışmada literatürde ilk kez eşbütünleşik vektörde tek yapısal kırılmaya izin veren ve yapısal kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği eşbütünleşme testini geliştirmişlerdir.

Bu testte eşbütünleşik vektörde sabitte bir kırılmaya, deterministik trend altında sabitte bir kırılmaya ve hem sabitte hem de trendde bir kırılmaya izin veren üç farklı spesifikasyon önerilmektedir (Gregory ve Hansen, 1996: 103):

Model (C):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \alpha^T x_t + \varepsilon_t \quad (1.92)$$

Model (C/T):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \beta t + \alpha^T x_t + \varepsilon_t \quad (1.93)$$

Model (C/S):

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \beta t + \alpha_1^T x_t + \alpha_1^T x_t D_t + \varepsilon_t \quad (1.94)$$

(1.92), (1.93) ve (1.94) no'lu gösterimlerde D_t yapısal kırılmayı ifade eden gölge değişkendir. Bu gölge değişken kırılma tarihi ve öncesinde 0 değerini almakta kırılma sonrası dönem için ise 1 değerini almaktadır. Bu modeller en küçük kareler

yöntemiyle tahmin edilmekte ve her bir model için üç farklı test istatistiği hesaplanabilmektedir. Test istatistiklerinden ilki tıpkı Engle ve Granger yönteminde olduğu gibi kalıntıların elde edilerek kalıntılara birim kök testi uygulanması sonucu elde edilen ADF test istatistiğidir. Test istatistiklerinden ikinci ve üçüncüsü ise Phillips ve Perron (1988) test istatistiklerine benzeyen Z_α ve Z_t istatistikleridir. Ancak testin uygulanmasında bu bahsedilen test istatistikleri tüm gözlem dönemi için dikkate alınarak hesaplanır ve bunların en küçüğü test istatistiği olarak belirlenir.

Test istatistiklerinin gösterimleri ise aşağıdaki gibidir (Gregory ve Hansen, 1996: 106):

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau) \quad (1.95)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau) \quad (1.96)$$

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (1.97)$$

Hesaplanan test istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçük ise eşbütünleşmenin varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir.

1.3.2.2. Hatemi - J Eşbütünleşme Testi

Hatemi – J (2008), Gregory – Hansen eşbütünleşme testinde tek içsel yapısal kırılma yerine iki içsel yapısal kırılmayı dikkate alan yeni bir test geliştirmişlerdir. Bu testte de yapısal kırılma içsel olarak veriye dayalı belirlenmektedir. Gregory – Hansen testinden farklı olarak bu testte bir yardımcı regresyon modeli ele alınmaktadır. Bu yardımcı regresyon modelinde hem sabitte hem trendde iki içsel kırılmanın varlığı aşağıdaki model ile test edilmektedir (Hatemi – J, 2008: 499-500):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0' x_t + \beta_1' D_{1t} x_t + \beta_2' D_{2t} x_t + u_t \quad (1.98)$$

$$D1_t = \begin{cases} 1, & t > [n\tau_1] \\ 0, & t \leq [n\tau_1] \end{cases} \quad (1.99)$$

$$D2_t = \begin{cases} 1, & t > [n\tau_2] \\ 0, & t \leq [n\tau_2] \end{cases} \quad (1.100)$$

Burada $D1_t$ ve $D2_t$ gölge değişkenlerdir. τ_1 ve τ_2 rejim değişiklikleri noktaları olup bilinmedikleri varsayılmaktadır. Bu testte de (1.98) no'lu denklemin kalıntıları elde edildikten sonra bu kalıntılara ADF, Z_t^* , Z_α^* testi uygulanmaktadır. Üç farklı test istatistiği hesaplanabilmektedir. Test istatistiklerinin gösterimleri ise aşağıdaki gibidir:

$$ADF^* = \inf_{\tau_1 \tau_2 \in T} ADF(\tau_1, \tau_2), \quad (1.101)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau_1 \tau_2 \in T} Z_t(\tau_1, \tau_2) \quad (1.102)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau_1 \tau_2 \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2) \quad (1.103)$$

Hesaplanan test istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçük ise eşbütünleşmenin varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

FOURIER BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

Çalışmanın birinci bölümünde bahsedildiği üzere yapısal değişiklikler gerek birim kök analizlerinde gerekse eşbütünleşme analizlerinde oldukça önemli bir yere sahiptir. Yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı durumlarda birim kök testlerinin ve eşbütünleşme testlerinin sonuçları eğilimli olmakta ve eşbütünleşmenin varlığı durumunda bile bu eğilim sebebiyle uzun dönemli ilişki belirlenememektedir. Elbette analizlerde yapısal kırılmanın ne şekilde ele alındığı da önemlidir.

Birim kök testleri açısından durum değerlendirildiğinde yapısal kırılmanın gölge değişken olarak kullanımı nedeniyle ani değişimleri dikkate aldığı görülmektedir. Bu durum iktisadi olayların, yaşanan yapısal değişikliklere ani olarak tepki verdiğini ifade etmektedir. Bu açıdan bakıldığında ani değişimleri temel alan gölge değişken kullanımı, yapısal kırılmaların dahil edilmesinde tartışmalı hale gelmektedir. Çünkü iktisadi birimlerde yaşanan yapısal değişimlerin ani olarak ortaya çıkmasındansa kademeli (gradual) olarak ortaya çıkması daha rasyonel bir durum olarak kabul edilmektedir. Ayrıca burada yapısal kırılmanın konumu, biçimi ve sayısı da eleştiri alan diğer noktalardır. Diğer taraftan Leybourne vd. (1998) tarafından önerilen biçimde yapısal kırılmanın lojistik yumuşak geçiş fonksiyonu olarak ele alınması ise ani değişimler yerine kademeli (gradual) geçişi dikkate almakta ancak yine yapısal kırılmanın sayısı sorun olmaya devam etmektedir.

Tüm bu sorunların üstesinden gelmek amacıyla Becker vd. (2006) Fourier fonksiyonlarını temel alan durağanlık testlerini geliştirmişlerdir. Bu yaklaşımın literatüre en büyük katkısı Fourier fonksiyonlarının kullanılmasıyla yapısal kırılmaların sayısının, konumunun ve biçiminin önem arz etmeden analizlere dahil edilebilmesidir.

2.1. Fourier Birim Kök Testleri

Çalışmanın bu kısmında Fourier birim kök testlerinden Becker vd. (2006), Enders ve Lee (2012a), Enders ve Lee (2012b), Christopoulos ve León – Ledesma (2010), Omay (2015), Güriş (2019) testleri anlatılmaktadır.

2.1.1. Becker vd. (2006) Fourier Durağanlık Testi

Becker, Enders ve Lee (2006) yapmış oldukları çalışmada literatürdeki ilk yapısal kırılmalı birim kök testi olan Perron (1989) testinde sabitteki ve/veya trenddeki yapısal kırılmayı gölge değişken ile ele alınmasını eleştirerek, yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bunun dışında Leybourne vd. (1998) ve Harvey ve Mills (2002) birim kök testlerinde deterministik bileşenlerdeki yapısal kırılmanın bir yumuşak geçiş fonksiyonuyla tanımlanmasının da yapısal kırılma olgusunu yeterince kapsayamayacağını ifade etmişlerdir.

Becker, Enders ve Lee (2006), deterministik bileşenlerde bilinmeyen formdaki ve sayıdaki yapısal kırılmayı Fourier terimleriyle genişleterek birim kök sınaması geliştirmişlerdir. Fourier fonksiyonunun kullanılmasının ana sebebi, bu fonksiyonun bilinmeyen fonksiyonların hareketini yakalayabilmesidir (Gallant, 1981). Bu Fourier terimleri aslında sinüs ve kosinüs gibi trigonometrik terimleri ifade etmektedir. Bu test KPSS tipi bir durağanlık testidir ve bu sebeple Fourier KPSS (FKPSS) durağanlık testi olarak da bilinmektedir. Fourier KPSS (FKPSS) durağanlık testi sadece ani değişimleri değil aynı zamanda yavaş değişimleri de tespit edebilmekte ve yapısal değişim(ler)in konumu, sayısı ve biçimi testin gücünü etkilememektedir (Yılancı, 2017:56).

Bu kısımda öncelikle deterministik bileşenlerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan Fourier fonksiyonlarına ait teorik yapılar sunulmaktadır. Herhangi bir Fourier serisi aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Becker vd., 2006:383-386):

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n < \frac{T}{2} \quad (2.1)$$

(2.1) no'lu gösterimde k kısmi frekans sayısını, n toplam frekans sayısını, t deterministik trendi, $\pi = 3,14$ ve T gözlem sayısını ifade etmektedir. Bu gösterimdeki toplam gözlem sayısı n'nin kolaylık açısından 1'e eşit olduğu varsayıldığında (2.1) no'lu gösterim aşağıdaki düzenlenmektedir:

$$\alpha(t) = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.2)$$

(2.2) no'lu gösterimde yer alan Fourier terimlerinin aşağıda gösterilen yardımcı regresyon modeline dahil edilmesiyle aşağıdaki yardımcı regresyon oluşturulmaktadır:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.3)$$

veya

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.4)$$

Becker vd. (2006), (2.3) ve (2.4) no'lu denklemlerin en küçük kareler yöntemiyle çözülmesinin ardından kalıntıların elde edilerek ikinci aşamada kalıntılara KPSS (1992) tarafından önerilen test uygulanmaktadır. Test istatistikleri sabitli model ve trendli model için aşağıdaki biçimde elde edilebilmektedir:

$$\tau_\mu(k) \text{ veya } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2} \quad (2.5)$$

(2.5) no'lu gösterimde $\tilde{S}_t(k)^2 = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_j$ şeklinde elde edilmektedir. Burada $\tilde{e}_j$ (2.3) ve (2.4) modellerinden elde edilen en küçük kareler kalıntılarıdır. $\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2 \sum w_j \tilde{\gamma}_j$ uzun dönem varyansın parametrik olmayan yöntemlerle elde edilen tahminini göstermektedir.

Bu testin uygulanmasında en önemli nokta (2.3) ve (2.4) no'lu denklemlerin tahmininde frekans sayısı olan k 'nın doğru şekilde elde edilmesidir. Çünkü bu testin istatistiksel dağılımı k 'nın doğru olarak belirlenmesine duyarlıdır. Becker vd. (2006) geliştirmiş oldukları testin kritik değerlerini elde ederken k frekans sayısına göre hesaplamışlardır. Uygun k 'nın belirlenmesinde izlenen yol k için 1, 2, 3, 4 ve 5 değerleri tek tek verilerek (2.3) ve (2.4) modelleri tahmin edilmekte ve hangi k frekans sayısında modellere ait kalıntı kareler toplamı en küçük olarak elde ediliyorsa o frekans sayısı uygun frekans sayısı olarak değerlendirilmektedir.

Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen Fourier durağanlık testinde sıfır hipotezi ($\sigma_u^2 = 0$) durağanlığı ifade ederken alternatif hipotez ($\sigma_u^2 \neq 0$) ise birim kökü ifade etmektedir. Hesaplanan $\tau_\mu(k)$ ve $\tau_\tau(k)$ test istatistikleri kritik değerlerden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememekte ve zaman serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer taraftan hesaplanan $\tau_\mu(k)$ ve $\tau_\tau(k)$ test istatistikleri kritik değerlerden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve zaman serisinin birim kök sürecine sahip olduğu belirlenmektedir.

Bu testte önerilen bir diğer analiz ise zaman serisinin durağanlığının tespit edilmesinin ardından sinüs ve kosinüs olarak ifade edilen Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığının sınanmasıdır. Becker vd. (2006) durağanlık koşulunun sağlanması altında bu sınamanın gerçekleştirilebilmesi için $F_\mu(\hat{k})$ veya $F_\tau(\hat{k})$ testlerini önermişlerdir. Bu test aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Becker vd., 2006: 391):

$$F_i(k) = \frac{(ESS_0 - ESS_1(k))/2}{ESS_1(k)/(T-q)}, \quad i = \mu, \tau \quad (2.6)$$

(2.6) no'lu gösterimde ESS_0 trigonometrik terimlerin olmadığı durumda modelden elde edilen kalıntı kareler toplamını, ESS_1 trigonometrik terimlerin olduğu durumdaki modelin kalıntı kareler toplamını göstermektedir. T toplam gözlem sayısını ve q ise toplam bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir.

Bu testlerin dağılımları zaman serisinin durağanlığına bağlıdır. Dolayısıyla bu test sonucuna göre durağan olarak belirlenen zaman serisi için bu F testleri kullanılabilir. Sıfır hipotezi $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ biçiminde, alternatif hipotez ise $\gamma_1 \neq \gamma_2 \neq 0$ şeklinde oluşturulmaktadır.

Hesaplanan F test istatistiği $F_\mu(\hat{k})$ veya $F_\tau(\hat{k})$ kritik değerlerinden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememekte ve Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamsızlığını göstermektedir. Bu sonuç Becker vd. (2006) tarafından önerilen Fourier durağanlık testinin kullanılmasının doğru olmadığını ve bunun yerine klasik KPSS testinin kullanılması gerektiğini göstermektedir.

Diğer taraftan hesaplanan F test istatistiği $F_\mu(\hat{k})$ veya $F_\tau(\hat{k})$ kritik değerlerinden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve Fourier terimlerinin anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Fourier terimlerinin anlamlı olması sonucu Becker vd. (2006) tarafından önerilen testin mevcut zaman serisinin durağanlığının araştırılmasında uygun test olduğunu ifade etmektedir.

2.1.2. Enders ve Lee (2012a) Fourier Birim Kök Testi

Enders ve Lee (2012a) Becker vd. (2006) çalışmasını temel alarak farklı bir Fourier birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu test Becker vd. (2006)'dan farklı olarak DF tipi bir testtir. Enders ve Lee (2012a)'nın temel aldığı yardımcı regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_t = d(t) + \rho y_{t-1} + \gamma \cdot t + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

(2.7) no'lu gösterim dikkate alındığında $\rho = 1$ olması durumu deterministik trendi rassal yürüyüş süreci haline getirmektedir. Diğer taraftan $\rho = 1$ birim kök sürecinin varlığını göstermektedir. Bu yapıya Fourier terimleri eklendiğinde aşağıdaki gösterime ulaşılmaktadır (Enders ve Lee, 2012a: 575-580):

$$d(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (2.8)$$

Enders ve Lee (2012a)'da Becker vd. (2006)'yı izleyerek toplam frekans sayısı olan n 'in 1'e eşit olduğunu kabul ederek $d(t)$ 'yi benzer biçimde aşağıdaki gibi ifade etmiştir:

$$d(t) \cong \alpha_0 + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.9)$$

Burada sinüs ve kosinüs trigonometrik terimleri, k kısmi frekans sayısını, t trendi, T toplam gözlem sayısını ve $\pi = 3,14$ ifade etmektedir.

Bu testte Enders ve Lee (2012a) veri yaratma sürecini aşağıdaki model yardımıyla oluşturmuşlardır:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma \cdot t + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t; \quad k \leq \frac{T}{2} \quad (2.10)$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

Bu denklemde birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi $\rho = 1$ durağanlığı ifade eden alternatif hipotez $\rho < 1$ 'e karşı test edilmektedir. Ancak bu testin uygulanmasında Enders ve Lee (2012a), Schmidt ve Phillips (1992) takip ederek Langrange Çarpanı (LM) yöntemine uygun test prosedürü önermişlerdir. $\rho = 1$ kısıtını kullanarak birinci farklarla ifade edilen aşağıdaki regresyona ulaşmışlardır:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \quad (2.12)$$

Burada tahmin edilmesi gereken parametreler $\tilde{\delta}_0, \tilde{\delta}_1, \tilde{\delta}_2$ 'dir. Daha sonra (2.10) no'lu denklem trendden arındırılarak aşağıdaki trendden arındırılmış seriye ulaşılmaktadır:

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - \tilde{\delta}_0 t - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad t = 2, \dots, T \quad (2.13)$$

Burada $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$ şeklinde ifade edilmektedir. y_1 ise y_t zaman serisinin ilk gözlemidir. Bu dönüşümlerden sonra birim kökün varlığının sınanması amacı ile aşağıdaki yardımcı regresyon modeli kullanılmaktadır.

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

Bu yardımcı regresyon modeli tahmin edildikten sonra $\phi = 0$ olarak gösterilen sıfır hipotezi $\phi < 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu yaklaşım için önerilen τ_{LM} test istatistiği kritik değerlerden mutlak değerce küçük olması durumunda birim kökün varlığını gösteren sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu testte de Becker vd. (2006) kritik değerler frekans sayısı olan k 'ya göre elde edilmektedir. Dolayısıyla bu testte de k 'nın yani uygun frekans sayısının doğru biçimde belirlenmesi önemlidir. Uygun frekans sayısı k 'nın belirlenmesinde, (2.14) no'lu denklem $k=1, 2, 3, 4, 5$ için tahmin edilmekte kalıntı kareler toplamının en küçük olduğu modeldeki frekans sayısı uygun frekans sayısı olarak dikkate alınmaktadır.

Enders ve Lee (2012a) testinin kullanıldığı durumda zaman serisinin durağanlığa sahip olduğu belirlenirse Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlı olup olmadığı sınanmalıdır. Aşağıdaki F testi yardımıyla Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlı olup olmadığı belirlenebilmektedir (Enders ve Lee, 2012a: 580):

$$F(k) = \frac{(ESS_0 - ESS_1(k))/2}{ESS_1(k)/(T-q)} \quad (2.15)$$

(2.15) no'lu gösterimde ESS_0 trigonometrik terimlerin olmadığı durumda modelden elde edilen kalıntı kareler toplamını, ESS_1 trigonometrik terimlerin olduğu

durumdaki modelin kalıntı kareler toplamını göstermektedir. T toplam gözlem sayısını ve q ise toplam bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir.

Hesaplanan F test istatistiği, $F(k)$ kritik değerinden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememekte ve Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamsızlığını göstermektedir. Bu sonuç Enders ve Lee (2012a) tarafından önerilen Fourier birim kök testinin kullanılmasının doğru olmadığını ve bunun yerine Schmidt ve Phillips testinin kullanılması gerektiğini göstermektedir.

Diğer taraftan hesaplanan F test istatistiği $F(k)$ kritik değerinden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve Fourier terimlerinin anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Fourier terimlerinin anlamlı olması sonucu Enders ve Lee (2012a) tarafından önerilen testin mevcut zaman serisinin durağanlığının araştırılmasında uygun test olduğunu ifade etmektedir.

2.1.3. Enders ve Lee (2012b) Esnek Fourier Birim Kök Testi

Enders ve Lee (2012b), Dickey – Fuller (1979) tarafından önerilen aşağıdaki regresyon modelini temel alarak yeni bir Fourier birim kök testi ortaya koymuşlardır:

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

Bu regresyon modelinde $\rho = 1$ birim kök hipotezini test etmek için kullanılmaktadır. Ancak diğer testlerde olduğu gibi $\alpha(t)$ deterministik kısmın bilinmediği durumda bu hipotezin test edilmesi sorun teşkil etmektedir. Enders ve Lee (2012b), $\alpha(t)$ bilinmeyen deterministik kısmın Fourier açılımıyla ifade edileceğini varsaymışlardır (Enders ve Lee, 2012b: 197):

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (2.17)$$

Burada n toplam frekans sayısını, T toplam gözlem sayısını, sinüs ve kosinüs trigonometrik terimleri ve k kısmi frekans sayısını ifade etmektedir. Bu gösterimde $\alpha_1 = \beta_1 = \dots = \alpha_n = \beta_n = 0$ ise sürecin doğrusal olduğu görülmektedir. Dolayısıyla böyle bir sürecin birim kök özelliklerinin test edilmesinde geleneksel birim kök testlerinin kullanılması uygun görülmektedir. Ancak bir yapısal kırılmanın ya da doğrusal olmayan trendin varlığında Fourier terimlerinin (2.17) no'lu gösteriminde yer alması gerekliliğinden Enders ve Lee (2012b) aşağıdaki yardımcı regresyon modelini önererek Esnek (Flexible) Fourier Birim Kök testini literatüre kazandırmışlardır:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2.18)$$

(2.18) no'lu model dikkatle incelendiğinde bu modelin ADF test regresyonunun içerisine Fourier terimlerinin dahil edilerek oluşturulduğu görülmektedir. Enders ve Lee (2012b) sıfır birim kök hipotezini $\rho = 0$ olarak oluşturmuşlardır. Bu gösterim trendli yapıyı ifade ettiğinden test istatistiği τ_{DF_t} olarak nitelendirilmiştir. Eğer modelde deterministik trend yoksa bu kez test istatistiği τ_{DF_tc} olarak gösterilmektedir. Hesaplanan bu test istatistiklerinin kritik değerlerden mutlak değerce küçük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir.

$$F(k) = \frac{(ESS_0 - ESS_1(k))/2}{ESS_1(k)/(T-q)} \quad (2.19)$$

(2.19) no'lu gösterimde ESS_0 trigonometrik terimlerin olmadığı durumda modelden elde edilen kalıntı kareler toplamını, ESS_1 trigonometrik terimlerin olduğu durumdaki modelin kalıntı kareler toplamını göstermektedir. T toplam gözlem sayısını ve q ise toplam bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir.

Hesaplanan F test istatistiğinin, $F(k)$ kritik değerinden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememekte ve Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamsızlığını göstermektedir. Bu sonuç Enders ve Lee (2012b) tarafından önerilen

Esnek (Flexible) Fourier birim kök testinin kullanılmasının doğru olmadığını ve bunun yerine ADF testinin kullanılması gerektiğini göstermektedir.

Diğer taraftan hesaplanan F test istatistiği $F(k)$ kritik değerinden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve Fourier terimlerinin anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Fourier terimlerinin anlamlı olması sonucu Enders ve Lee (2012b) tarafından önerilen testin mevcut zaman serisinin durağanlığının araştırılmasında uygun test olduğunu ifade etmektedir.

Enders ve Lee (2012a, 2012b) birim kök testlerinin yapısı incelendiğinde Becker vd. (2006) tarafından önerilen Fourier durağanlık testinden farklı olduğu anlaşılmaktadır. Fourier durağanlık testinde sıfır hipotezi bir zaman serisi için durağanlık durumunu ifade ederken Enders ve Lee (2012a, 2012b) testlerinde sıfır hipotezi zaman serisinin birim kök sürecine sahip olduğunu ifade etmektedir.

Enders ve Lee (2012a) ve Enders ve Lee (2012b) testleri ise birbiri ile karşılaştırıldığında uygulanabilirlik olarak Enders ve Lee (2012b)'nin uygulanabilirlik açısından daha kolay olduğu görülmektedir. Çünkü Enders ve Lee (2012a) birim kök testinde zaman serisi öncelikle deterministik trendden arındırılmakta daha sonra birim kök analizi yapılabilmektedir. Enders ve Lee (2012b) birim kök testinde ise adından da anlaşılacağı üzere esnek bir biçimde birim kök testi herhangi bir arındırma işlemine gerek kalmadan uygulanabilmektedir.

2.1.4. Christopoulos ve León – Ledesma (2010) Fourier Birim Kök Testleri

Christopoulos ve León – Ledesma (2010) tarafından yapılan çalışmayla da Fourier birim kök analizlerine ait literatüre katkılar sunulmuştur. Temel olarak bu Fourier birim kök testlerinde Becker vd. (2006) tarafından önerilen model spesifikasyonları dikkate alınmaktadır. Christopoulos ve León – Ledesma (2010) üç farklı Fourier birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu testler literatürde $F - ADF$, $F - Sup - t_{iN}$ ve $F - t_{NL}$ olarak adlandırılmaktadır. Bu kısımda ilk olarak Fourier – ADF testine yer verilmektedir. Sırasıyla diğer testler anlatılmaktadır.

Christopoulos ve León – Ledesma (2010), Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen testi temel alarak Fourier – ADF testi için aşağıdaki prosedürü önermişlerdir:

$$\delta(t) = \delta_0 + \sum_{n=1}^G \delta_1^n \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{n=1}^G \delta_2^n \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.20)$$

$$\delta(t) = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.21)$$

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (2.22)$$

Fourier – ADF testinde de ilk aşamada (2.22) no'lu model en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir. Elbette ki k uygun frekans sayısının doğru belirlenmesi önemlidir. Burada da k için 1, 2, 3, 4 ve 5 değerleri ile Model (2.22) en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmekte ve hangi k'da modelin kalıntı kareler toplamı en küçük elde ediliyorsa o frekans uygun frekans sayısı olarak kabul edilmektedir. Uygun frekans sayısının belirlenip modelin tahmin edilmesinden sonra modele ait kalıntılar aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\tilde{v}_t = y_t - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (2.23)$$

İki aşamalı olan bu yöntemde ilk aşamada elde edilen kalıntılara ikinci aşamada ADF testi uygulanmaktadır. İkinci aşamada kalıntılara dayalı aşağıdaki ADF test regresyonu tahmin edilerek birim kökün varlığı sınanabilmektedir (Christopoulos ve León – Ledesma, 2010:1081):

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (2.24)$$

$v_t = \mu_t$, $\mu_t = \mu_{t-1} + h_t$ sıfır hipotezi, $v_t \neq \mu_t$, $\mu_t \neq \mu_{t-1} + h_t$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerlerden

mutlak değerce küçük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektir. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması durumunda durağanlık sonucuna karar verilmektedir.

Christopoulos ve León – Ledesma (2010) geliştirdiği Fourier – ADF birim kök testinde durağanlığın sağlanması halinde Fourier terimlerinin anlamlılığının sınanması gerektiğini ifade etmişlerdir. Dikkat edildiği takdirde Christopoulos ve León – Ledesma (2010)’un önerdiği (2.22) no’lu model Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen F – KPSS testinde bulunan model ile aynı olduğundan Christopoulos ve León – Ledesma (2010) Fourier terimlerinin anlamlılığının sınanmasında kritik değerleri bu sebeple üretmemişlerdir ve Becker vd. (2006) tarafından önerilen F kritik değerlerinin kullanılabileceğini ifade etmişlerdir. Dolayısıyla Fourier – ADF testinin uygulanmasının ardından zaman serisinin durağan bulunması durumunda Fourier terimlerinin anlamlılığı için Becker vd. (2006) ürettiği ve tablo 1’de yer alan F kritik değerleri kullanılabilmektedir.

Çalışmanın bu kısmında anlatılan Fourier – ADF testinde sadece sabit terimli durumun dikkate alındığı görülmektedir. Dolayısıyla sabitli ve deterministik trendli bir durumda bu testin kullanılması mümkün değildir.

Christopoulos ve León – Ledesma (2010) tarafından önerilen ikinci test F – Sup testidir. Bu testte iki aşamalı bir yöntem izlemektedir. İlk aşamada (2.22) no’lu model en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmekte ve kalıntılar elde edilmektedir. İkinci aşamada ise bu kez Kılıç ve De Jong (2006) tarafından önerilen ve doğrusal olmayan üssel yumuşak geçişli otoregresif süreç izleyen aşağıdaki yardımcı regresyon modeli kullanılmaktadır (Christopoulos ve León – Ledesma, 2010: 1081):

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1}(1 - \exp(-\theta v_{t-1}^2)) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t, \quad i = 1, 2, \dots, L \quad (2.25)$$

Bu model tahmin edildikten sonra aşağıdaki test istatistiği kullanılmaktadır:

$$F - Sup - t_{iN} = \sup_{\theta \in \Theta} \left\{ \frac{\tilde{p}(\theta)}{s.e.(\tilde{p}(\theta))} \right\}, \quad \rho = 0 \quad (2.26)$$

Hesaplanan test istatistiğinin mutlak değerce kritik değerden küçük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektir. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması durumunda durağanlık sonucuna karar verilmektedir.

Bu testte de yine durağanlık belirlendiği takdirde Fourier terimlerinin anlamlılığı için Becker vd. (2006) ürettiği ve Tablo 1’de yer alan F kritik değerleri kullanılabilir. $F - Sup - t_{iN}$ testinde de sadece sabit terimli durumun dikkate alındığı görülmektedir. Dolayısıyla sabitli ve deterministik trendli bir durumda bu testin kullanılması mümkün değildir.

Üçüncü ve son test F – KSS olarak da bilinen F - t_{NL} testidir. Bu test de iki aşamalıdır. İlk aşamada (2.22) no’lu denklem en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmekte ve kalıntılar elde edilmektedir. İkinci aşamada ise bu kez Kapetanios vd. (2003) tarafından önerilen ve doğrusal olmayan üssel yumuşak geçişli otoregresif süreç izleyen aşağıdaki yardımcı regresyon modelini dikkate almışlardır (Christopoulos ve León – Ledesma, 2010: 1081):

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (2.27)$$

(2.27) no’lu gösterimde $\lambda = 0$ sıfır hipotezi, $\lambda < 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Hesaplanan test istatistiği mutlak değerce kritik değerden küçük olduğu durumda sıfır hipotezi reddedilememekte ve serinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

$$F(k) = \frac{(ESS_0 - ESS_1(k))/2}{ESS_1(k)/(T-q)} \quad (2.28)$$

Hesaplanan F test istatistiği, $F(k)$ kritik değerinden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememekte ve Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamsızlığını göstermektedir. Bu sonuç Christopoulos ve León – Ledesma (2010) tarafından önerilen F – KSS birim kök testinin kullanılmasının doğru olmadığını ve Kapetanios vd. (2003) tarafından önerilen birim kök testi kullanılmaktadır.

Diğer taraftan hesaplanan F test istatistiği $F(k)$ kritik değerinden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve Fourier terimlerinin anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Fourier terimlerinin anlamlı olması sonucu Christopoulos ve León – Ledesma (2010) tarafından önerilen testin mevcut zaman serisinin durağanlığının araştırılmasında uygun test olduğunu ifade etmektedir.

2.1.5. Omay (2015) Fourier Birim Kök Testi

Omay (2015), Enders ve Lee (2012b) tarafından geliştirilen Esnek Fourier Birim Kök testini eleştirerek literatüre yeni bir test kazandırmıştır. Daha önceki kısımlarda bahsedildiği üzere Becker vd. (2006), Enders ve Lee (2012a, 2012b), Christopoulos ve León – Ledesma (2010) geliştirmiş oldukları birim kök testlerinde k frekans sayısını bir tam sayı olarak dikkate almışlardır. Omay (2015) ise frekans sayısı k 'nın tam sayı değil kesirli bir sayı olabileceğinden hareketle Kesirli Esnek Fourier Birim Kök testini geliştirmiştir.

Omay (2015); Dickey – Fuller tipi test regresyonunu dikkate alarak aşağıdaki modeli sunmuştur (Omar, 2015: 123):

$$y_t = d(t) + \phi_1 y_{t-1} + \lambda t + \varepsilon_t \quad (2.29)$$

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi k^{fr} t}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi k^{fr} t}{T}\right) + e_t \quad (2.30)$$

(2.30) no'lu gösterimde sinüs ve kosinüs trigonometrik terimleri, t trendi, T toplam gözlem sayısını ve k^{fr} kesirli frekans sayısını ifade etmektedir. Burada k^{fr}

$0.1 \leq k^{fr} \leq k_{max}^{fr}$ ve $k_{max}^{fr} = 2$ arasında değer alan ve frekans sayısının kesirli olmasına izin veren bir yöntem izlemektedir.

Omay (2015) sadece sabitli ve trendli durumu dikkate alan k^{fr} 'nin 1.1 ile 1.9 arasında değerler aramasına izin verecek şekilde kritik değerleri elde etmiştir. Bu testte F test istatistiği $F(k^{fr})$ kritik değerinden küçük ise birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememekte veya F test istatistiği $F(k^{fr})$ kritik değerinden büyük ise birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmekte ve Fourier terimlerinin anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Fourier terimlerinin anlamlı olması sonucu Omay (2015) tarafından önerilen testin mevcut zaman serisinin durağanlığının araştırılmasında uygun test olduğunu ifade etmektedir.

2.1.6. Güriş (2019) Fourier Birim Kök Testi

Güriş (2019), Christopoulos ve León – Ledesma (2010) tarafından önerilen yaklaşımdan yola çıkarak doğrusal dışılığı ve yapısal kırılmayı birlikte dikkate alan yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Doğrusal dışılık; Üssel Yumuşak Geçişli Otoregresif (ESTAR) fonksiyonlar kullanılarak modellenirken, deterministik bileşendeki yapısal kırılmalar ise Fourier fonksiyonlarla bilinmeyen formda ve sayıda modellenmektedir. Bu çalışmada kullanılan ESTAR modeli, Kruse (2011) tarafından önerilen ESTAR modelidir. Güriş (2019) tarafından geliştirilen bu test Fourier – Kruse (F – Kruse) testi olarak tanımlanmaktadır

Güriş (2019) birim kök testi diğer Fourier birim kök testlerinde olduğu gibi iki aşamalı tahmin sürecine sahiptir. Temel olarak bu testin ilk aşamasında Becker vd. (2006) tarafından önerilen model spesifikasyonları dikkate alınmakta ve y_t zaman serisi için aşağıda gösterilen Fourier fonksiyonu en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilerek modele ait kalıntılar elde edilmektedir:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (2.31)$$

$$y_t = \alpha + \beta trend + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (2.32)$$

(2.31) ve (2.32) no'lu gösterimlerde k^* , uygun frekans sayısının doğru belirlenmesi önemlidir. Burada da k için 1, 2, 3, 4 ve 5 değerleri ile model (2.31) ve (2.32) en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmekte ve hangi k 'da modelin kalıntı kareler toplamı en küçük elde ediliyorsa o frekans uygun frekans sayısı olarak kabul edilmektedir. Uygun frekans sayısının belirlenip modelin tahmin edilmesinden sonra modele ait kalıntılar elde edilmektedir:

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{y}_t - \hat{\alpha} - \hat{\gamma}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\gamma}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (2.33)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{y}_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} trend - \hat{\gamma}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\gamma}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (2.34)$$

Güriş (2019) tarafından önerilen ve iki aşamalı olan bu yöntemde ilk aşamada elde edilen kalıntıların ESTAR süreci izlediği varsayımı altında ikinci aşamasında Kruse (2011) tarafından önerilen model dikkate alınmakta ve aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} (1 - \exp(-\theta(\hat{\varepsilon}_{t-1} - c)^2)) + v_t \quad (2.35)$$

(2.35) no'lu denklemde γ ve θ modelin parametrelerini ifade ederken, c ise sıfırdan farklı konum (nonzero location) parametresidir. Bu modele birinci mertebeden Taylor açılımı uygulandığı takdirde aşağıdaki yardımcı regresyon modeline ulaşılmaktadır:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^3 + \delta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + v_t \quad (2.36)$$

(2.36) no'lu yardımcı regresyon modeli kullanılarak oluşturulan $\delta_1 = \delta_2 = 0$ sıfır hipotezi, $\delta_1 < 0, \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Görüldüğü üzere alternatif hipotezde parametrelerin biri tek taraflı diğeri ise çift taraflı olarak

tanımlanmıştır. Bundan dolayı test istatistiği olarak standart bir Wald tipi test istatistiği kullanılamamaktadır. Testin uygulanmasında test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\tau = \left(\hat{\psi}_{22} - \frac{\hat{\psi}_{21}^2}{\hat{\psi}_{11}} \right) \left(\hat{\delta}_2 - \hat{\delta}_1 \frac{\hat{\psi}_{21}}{\hat{\psi}_{11}} \right)^2 + 1(\hat{\delta}_1 < 0) \frac{\hat{\delta}_1^2}{\hat{\psi}_{11}} \quad (2.37)$$

(2.37) no'lu modelde $\hat{\psi}_{22}, \hat{\psi}_{21}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ varyans – kovaryans matrisinin elemanlarını ifade etmektedir. Hesaplanan τ , (F – Kruse) test istatistiği, Güriş (2019) tarafından hesaplanan kritik değerlerden küçük olması durumunda sıfır hipotezi olan birim kökün varlığı reddedilememekte (F – Kruse) test istatistiği kritik değerlerden büyük olduğu durumda ise birim kökün varlığı reddedilmektedir. Güriş (2019)'da belirtildiği üzere birim kökün varlığının reddedilmesi durumunda (2.33) ve (2.34) no'lu modellerden hareketle $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ sıfır hipotezi, $\gamma_1 \neq \gamma_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı F testi yardımıyla sınanmalıdır. Bu sınama sonucunda $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda y_t zaman serisinin deterministik fonksiyonda kırılmalı durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda ise Güriş (2019) tarafından geliştirilen birim kök testi, Kruse (2011) tarafından geliştirilen birim kök testine dönüşmektedir. Testin bu aşamasında hesaplanan F istatistiği Becker vd. (2006) tarafından hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılabilmektedir.

2.2. Fourier Eşbütünleşme Testleri

Çalışmanın birinci bölümünde değinildiği üzere, geleneksel eşbütünleşme testlerinde eşbütünleşik vektörün zaman içerisinde herhangi bir değişikliğe uğramadığı varsayılmaktadır. Geleneksel eşbütünleşme testlerinde eşbütünleşik vektörün tahmininde yapısal kırılmaya izin verilmemesi bu testlerin güç açısından zayıf testler olduğu sonucunu ortaya çıkarmaktadır. Gregory – Hansen (1996) ve Hatemi – J (2008) tarafından yapılan çalışmalar eşbütünleşik ilişkinin aranmasında yapısal kırılmaya izin veren testlerdir. Ancak bu çalışmalar değerlendirildiğinde yapısal kırılmanın gölge değişken olarak dikkate alınması nedeniyle değişkenler arasındaki

uzun dönemli ilişkide değişimlerin ani olarak ortaya çıktığı görülmektedir. Bu açıdan bakıldığında iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerde ortaya çıkan yapısal değişiklikler ani olarak gözlemlenmektedir. Dolayısıyla ani değişimleri temel alan gölge değişken kullanımı, yapısal kırılmaların dahil edilmesinde tartışmalı hale gelmektedir. Çünkü iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkide yaşanan yapısal değişimlerin ani olarak ortaya çıkmasındansa kademeli (gradual) olarak ortaya çıkması daha rasyonel bir durum olarak değerlendirilmektedir. Ayrıca burada yapısal kırılmanın konumu, biçimi ve sayısı da eleştiri alan diğer noktalar.

Tüm bu sorunların üstesinden gelmek amacıyla tıpkı Fourier birim kök testlerinde olduğu gibi Tsong vd. (2016) Fourier fonksiyonlarını temel alan eşbütünleşme testlerini geliştirmişlerdir. Bu yaklaşımın literatüre en büyük katkısı Fourier fonksiyonlarının kullanılmasıyla uzun dönemli ilişkilerde ortaya çıkacak yapısal kırılmaların sayısının, konumunun ve biçiminin önem arz etmeden analizlere dahil edilebilmesidir.

2.2.1. Tsong vd. (2016) Fourier Eşbütünleşme Testi

Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen ve literatürdeki ilk Fourier eşbütünleşme testi olan çalışmada temelde kalıntılara dayalı ve iki aşamalı bir yöntemin izlendiği test olarak nitelendirilebilmektedir. Eşbütünleşme analizi uygulanan çalışmalar dikkate alındığında eşbütünleşme kavramının karşılığı olan zaman serileri arasındaki uzun dönemli ilişkinin sınanmasında genellikle uzun döneme sahip veri setleriyle çalışılmaktadır. Dolayısıyla veri setinin uzun döneme yayıldığı değişkenlerle yapılan analizlerde yapısal kırılmaya rastlamak olası bir durumdur. Tsong vd. (2016) bu noktaya dikkat çekerek uzun dönemli ilişkilerde ortaya çıkacak yapısal kırılmaların sayısının, konumunun ve biçiminin önem arz etmediği Fourier eşbütünleşme testini geliştirmişlerdir.

Aslında bu test Shin (1994) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testinin Fourier fonksiyonlarıyla genişletilmiş halidir. Bu testteki önemli noktalardan bir tanesi de sıfır hipotezinin eşbütünleşmenin varlığı olarak tanımlanmasıdır. Esasen bu test

aynı zamanda Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen Fourier durağanlık testinin eşbütünleşme versiyonudur.

Tsong vd. (2016) çalışmalarında eşbütünleşme ilişkisini dikkate alan aşağıdaki yardımcı regresyon modelini önermişlerdir:

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.28)$$

(2.28) no'lu gösterimde $\eta_t = \gamma_t + v_{1t}, \gamma_{t-1} + u_t, \gamma_0 = 0$ ve $x_t = x_{t-1} + v_{2t} = 0$ olarak tanımlanmıştır. u_t sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı tesadüfi değişkendir. γ_t rassal yürüyüş süreci olarak tanımlanmaktadır. Bu gösterimde d_t deterministik bileşenler olarak ifade edilmektedir (Tsong vd., 2016: 1088):

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (2.29)$$

Deterministik bileşenler arasındaki ayrım m 'nin 0'a veya 1'e eşit olması ile ifade edilebilmektedir. $m = 0$ ise sabitli durumu $m = 1$ ise sabitli ve trendli durumu göstermektedir. f_t ise aşağıdaki gösterilmektedir (Tsong vd., 2016: 1088):

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.30)$$

Bu yöntemde (2.28) no'lu gösterimde verilen y_t ve x_t değişkenlerinin birinci mertebeden durağan I(1) olması gerekmektedir. Bu testte eşbütünleşmenin varlığını ifade eden sıfır hipotezi $\sigma_u^2 = 0$ olarak ifade edilirken eşbütünleşik ilişkinin olmadığını gösteren alternatif hipotez $\sigma_u^2 > 0$ olarak gösterilmektedir.

Becker vd. (2006) ve Enders ve Lee (2012a, 2012b) tarafından belirtildiği üzere n toplam frekans sayısını göstermek üzere aşağıdaki eşitliğe ulaşılmaktadır:

$$B(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (2.31)$$

(2.31) no'lu gösterimde n 'in 1 eşit olduğu varsayılarak aşağıdaki denklige ulaşılmaktadır:

$$B(t) \approx f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.32)$$

Nihai olarak eşbütünleşmenin varlığının sınanması amacıyla kullanılan yardımcı regresyon modeli aşağıdaki biçime dönüşmektedir (Tsong vd., 2016: 1089):

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t' \beta + \sum_{i=-l}^l \varphi_i \Delta x_{t-i}' + v_{1t} \quad (2.33)$$

(2.33) no'lu yardımcı regresyon modeli en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilememektedir. x_t bağımsız değişkeninin katı dışsal bir değişken olduğu varsayımının ihlal edilmesi durumunda (uygulamada bu durum oldukça kısıtlayıcı bir varsayımdır) klasik en küçük kareler tahmincileri etkin tahminciler olamamaktadır. Bunun yerine uzun dönem denkleminde eşbütünleşik vektörün tahmininde dinamik en küçük kareler (DOLS) yönteminin kullanılması gerekmektedir. Dinamik en küçük kareler yönteminin kullanılmasıyla etkin tahminciler elde edilebilmektedir.

Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier Eşbütünleşme testi iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada (2.33) no'lu yardımcı regresyon modeli dinamik en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Bu testte de frekans sayısı k 'nın doğru şekilde belirlenmesi önem arz etmektedir. Yardımcı regresyon modelinin tahmini aşamasında k için 1, 2 ve 3 değerleri denenmektedir. Hangi frekans sayısında modele ait kalıntı kareler toplamı en küçük ise o frekans uygun frekans sayısı olarak belirlenir. İkinci aşamada ise uygun frekans sayısı belirlenen modele ait kalıntılara KPSS tipi birim kök testi uygulanmaktadır. Elde edilen test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (2.34)$$

Sabitli ve sabitli ve trendli durum için ayrı ayrı elde edilen kritik değerlerle yukarıda gösterilen test istatistiği karşılaştırılmaktadır. CI_f^m test istatistiği kritik değerlerden daha küçükse eşbütünleşmenin varlığını sıfır hipotezi reddedilememektedir. Diğer taraftan CI_f^m test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olması durumunda ise sıfır hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Genel olarak Fourier tipi testlerde Fourier terimlerinin anlamlılığının sınanması durumu Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier eşbütünleşme testi için de geçerlidir. Bu testte değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin bulunması durumunda ve şartında Fourier terimlerinin anlamlılığı sınanmaktadır. (2.33) no'lu yardımcı regresyon modelinde yer alan $\alpha_k = \beta_k = 0$ şeklindeki sıfır hipotezi $\alpha_k \neq \beta_k \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu test için elde edilen F istatistiğinin Tsong vd. (2016) tarafından hesaplanan kritik değerlerden küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve Fourier terimlerinin anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu sonuca göre Tsong vd. (2016)'nın önerdiği Fourier eşbütünleşme testi kullanılamayacak ve bunun yerini Shin (1994) geliştirilen eşbütünleşme testi alternatif olarak kullanılabilecektir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda ise Fourier terimlerinin anlamlı olduğu belirlenecek ve Tsong vd. (2016)'nın testinin uygun test olduğu ifade edilecektir.

Bu test literatürdeki ilk Fourier eşbütünleşme testi olmasına ve kullanılabilirliği açısından sorun yaşanmamasına rağmen bir dezavantajı bulunmaktadır. Tsong vd. (2016) geliştirmiş oldukları bu testte eşbütünleşmenin varlığı tespit edildikten ve uzun dönem modeliyle birlikte eşbütünleşik vektör elde edildikten sonra bir hata düzeltme modeli tanımlanmamıştır. Dolayısıyla bu testin uygulanmasıyla elde edilebilecek sonuçlar, eşbütünleşmenin varlığı veya yokluğu ve eşbütünleşik ilişkinin bulunması durumunda ise uzun dönem modeline ait katsayı tahminleridir.

2.2.2. Banerjee vd. (2017) Fourier Eşbütünleşme Testi

Banerjee vd. (2017) literatürde yer alan diğer bir Fourier Eşbütünleşme testini geliştirmişlerdir. Geliştirmiş oldukları bu testte Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli (ADL) bir modelin içerisine Fourier fonksiyonu eklemişlerdir. Fourier yaklaşımının kullanılması ile beraber bilinmeyen sayıda ve formda yapısal kırılmanın varlığında değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin varlığının araştırılması mümkün hale gelmiştir. Çalışmalarında ADL modelinde yer alacak Fourier açılımına sahip deterministik bileşenleri aşağıdaki gibi tanımlamışlardır (Banerjee vd., 2017: 116):

$$d(t) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad q \leq \frac{T}{2} \quad (2.35)$$

(2.35) no'lu gösterimde k kısmi frekans sayısını, q toplam frekans sayısını, t deterministik trendi ve T gözlem sayısını ifade etmektedir.

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (2.36)$$

$$\Delta y_{1t} = \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (2.36)$$

Yukarıdaki deterministik bileşeni dikkate alarak eşbütünleşmenin sınanmasında γ ve φ tahmin edilecek parametre vektörlerini, y_{2t} bağımsız değişkeni göstermektedir. Δy_{1t} ve Δy_{2t} değişkenlerinin gecikmeli yapıları (2.36) no'lu denkleme eklenerek otokorelasyon probleminin önüne geçilebilmektedir. (2.36) no'lu model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Tabi ki uygun frekans sayısının doğru belirlenmesi önemlidir. Burada da k için 1, 2, 3, 4 ve 5 değerleri ile model (2.36) en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmekte ve hangi k'da modelin kalıntı kareler toplamı en küçük elde ediliyorsa o frekans uygun frekans sayısı olarak kabul edilmektedir. Uygun frekans sayısının belirlenip modelin tahmin edilmesinin ardından $\delta_1 = 0$ sıfır hipotezi $\delta_1 < 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Hesaplanan

bu $\tau_{ADL}^F = \hat{\delta}_1 / se(\hat{\delta}_1)$ test istatistiklerinin kritik değerlerden mutlak değerce küçük olması durumunda eşbütünleşme olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir.

Banerjee vd. (2017) çalışmalarında açıkça belirtmeseler dahi eşbütünleşmenin varlığının tespit edilmesinin ardından uzun dönem denkleminin tahmini için Engle ve Granger (1987) tarafından önerilen sabitli ve sabitli ve trendli geleneksel modeli dikkate almışlardır. Fourier – ADL olarak bilinen bu testin iki temel dezavantajı bulunmaktadır. Birincisi Banerjee vd. (2017) geliştirmiş oldukları bu testte Fourier terimlerinin anlamlılığına dair herhangi bir sınama önermemişlerdir. Dolayısıyla Fourier terimlerinin anlamlı olup olmadığının dikkate alınmaması bu testin en temel dezavantajının oluşturmaktadır. İkinci dezavantajı ise Banerjee vd. (2017) teste ilişkin kritik değerleri sadece 1, 2 ve 3 bağımsız değişkenli yapıya izin verecek şekilde hesaplamasıdır. 3'ten fazla bağımsız değişkenli iktisadi değişkenlerin varlığında, değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığının araştırılması mümkün olamamaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FOURIER FONKSİYONLARINA DAYALI DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ: YENİ BİR TEST ÖNERİSİ

3.1. FOURIER FONKSİYONLARINA DAYALI DOĞRUSAL OLMAYAN EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Çalışmanın bu bölümünde Fourier fonksiyonlarına dayalı doğrusal olmayan eşbütünleşme testi geliştirilmektedir. Bu yeni testte eşbütünleşik vektörün belirlenmesinde Fourier fonksiyonlara izin verilerek iki aşamalı bir yöntem izlenmektedir. Bu haliyle yeni test, Tsong vd. (2016) ve Banerjee vd. (2017) testlerinden farklı olarak literatüre kazandırılmıştır. Testin geliştirilmesinde Kapetanious vd. (2006) tarafından önerilen aşağıdaki doğrusal olmayan hata düzeltme modeli dikkate alınmıştır:

$$\Delta z_t = \alpha \beta' z_{t-1} + g(\beta' z_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.1)$$

Burada z_t , sistemde yer alan ve birinci mertebeden durağan olan değişkenleri temsil etmektedir. $z_t = (y_t, x_t)'$ şeklinde iki değişkenli yapı için tanımlandığında (3.1) no'lu denklem aşağıdaki gibi tekrar yazılabilmektedir.

$$\Delta z_t = \alpha u_{t-1} + g(u_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.2)$$

(3.2) no'lu gösterimde α , düzeltme parametrelerini ifade etmektedir. Burada u uzun dönem denkleminde ait hata terimini ifade etmektedir. Eşbütünleşik vektörün Fourier fonksiyonlarıyla genişletilmiş hali aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$u_t = y_t - \lambda_0 - \lambda_1 \cdot t - \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \beta_x' x_t \quad (3.3)$$

Burada β_x , eşbütünleşik vektöre ait parametrelerdir.

$$g(u_{t-1}) = -\varphi u_{t-1} e^{-\theta(u_{t-1}-c)^2} \quad (3.4)$$

(3.2) no'lu denklemde yer alan $g(u_{t-1})$ doğrusal olmayan üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) bir modeldir.

$$\Delta y_t = \phi u_{t-1} + \eta u_{t-1} (1 - e^{-\theta(u_{t-1}-c)^2}) + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \psi'_i \Delta z_{t-i} + e_t \quad (3.5)$$

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_{xi} \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (3.6)$$

(3.5) no'lu doğrusal olmayan ESTAR hata düzeltme modelinde $\phi = 0$ eşbütünleşik ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi $\phi > 0$ yapısal kırılmalı ESTAR eşbütünleşmenin varlığını gösteren alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır. Ancak Kapetanious vd. (2006) tarafından belirtildiği üzere sıfır hipotezinin doğrudan testi, bu hipotezde η parametresi tanımlı olmadığından mümkün olamamaktadır. Bu problemin üstesinden gelebilmek için $\phi = 0$ ve $\phi \neq 0$ durumları dikkate alınarak birinci mertebeden Taylor açılımı kullanılarak eşbütünleşik ilişkinin varlığının sınanabileceği yardımcı regresyon modelleri oluşturulmaktadır.

$\phi \neq 0$ izin verildiği durumda birinci mertebe Taylor açılımı sonucu aşağıdaki yardımcı regresyon modeline ulaşılmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \delta_2 \hat{u}_{t-1}^2 + \delta_3 \hat{u}_{t-1}^3 + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega'_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

(3.7) no'lu yardımcı regresyon modeli En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilebilmekte ve eşbütünleşmenin yokluğu $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ hipotezi kullanılabilmektedir. $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ sıfır hipotezi, $\delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu hipotezlerin sınanmasında F_{NEC}^F test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$F_{NEC}^F = \frac{(ESS_{KISITLI} - ESS_{KISITSIZ})/3}{ESS_{KISITLI}/(T-4-p)} \quad (3.8)$$

(3.8) no'lu gösterimdeki $ESS_{KISITLI}$; kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamını, $ESS_{KISITSIZ}$; kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını, T; gözlem sayısını ve p ise gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

$\phi \neq 0$ izin verildiği ikinci durumda ise birinci mertebe Taylor açılımı sonucu aşağıdaki ikinci yardımcı regresyon modeline ulaşılmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \delta_3 \hat{u}_{t-1}^3 + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

(3.9) no'lu ikinci yardımcı regresyon modeli En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilebilmekte ve eşbütünleşmenin yokluğu $\delta_1 = \delta_3 = 0$ hipotezi kullanılabilmektedir. $\delta_1 = \delta_3 = 0$ sıfır hipotezi, $\delta_1 \neq \delta_3 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu hipotezlerin sınanmasında F_{NEC}^{F*} test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$F_{NEC}^{F*} = \frac{(ESS_{KISITLI} - ESS_{KISITSIZ})/2}{ESS_{KISITLI}/(T-3-p)} \quad (3.10)$$

(3.10) no'lu gösterimdeki $ESS_{KISITLI}$; kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamını, $ESS_{KISITSIZ}$; kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını, T; gözlem sayısını ve p ise gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Üçüncü yardımcı regresyon modeli $\phi = 0$ olduğu durumda birinci mertebe Taylor açılımı kullanılarak elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta_3 \hat{u}_{t-1}^3 + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

(3.11) no'lu üçüncü yardımcı regresyon modeli En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilebilmekte ve eşbütünleşmenin yokluğu $\delta_3 = 0$ hipotezi

kullanılabilmektedir. $\delta_3 = 0$ sıfır hipotezi, $\delta_3 < 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu hipotezlerin sınanmasında t_{NEC}^{F*} test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$t_{NEC}^F = \frac{\hat{\delta}_3}{SE_{\hat{\delta}_3}} \quad (3.12)$$

(3.12) no'lu gösterimdeki $\hat{\delta}_3$; tahmin edilen katsayıyı, $SE_{\hat{\delta}_3}$ ise tahmin edilen katsayının standart hatasını göstermektedir.

Bu bölüm kapsamında önerilen son eşbütünleşme testi ise aşağıdaki yardımcı regresyonu temel almaktadır:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

(3.13) no'lu dördüncü yardımcı regresyon modeli En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilebilmekte ve eşbütünleşmenin yokluğu $\delta = 0$ hipotezi kullanılabilmektedir. $\delta = 0$ sıfır hipotezi, $\delta < 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu hipotezlerin sınanmasında t_{NEG}^{F*} test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$t_{NEG}^F = \frac{\hat{\delta}}{SE_{\hat{\delta}}} \quad (3.14)$$

(3.14) no'lu gösterimdeki $\hat{\delta}$; tahmin edilen katsayıyı, $SE_{\hat{\delta}}$ ise tahmin edilen katsayının standart hatasını göstermektedir.

Geliştirilen bu test iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada aşağıdaki yardımcı regresyon modeli en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir.

$$y_t = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta x_t + u_t \quad (3.15)$$

Geliştirilen yeni testte de frekans sayısı k 'nın doğru şekilde belirlenmesi önemlidir. Yardımcı regresyon modelinin tahmini aşamasında k için 1, 2 ve 3 değerleri denenmektedir. Hangi frekans sayısında modele ait kalıntı kareler toplamı en küçük ise o frekans, uygun frekans sayısı olarak belirlenir. Belirlenen uygun frekans sayısına ait model tahmin edilir ve bu modelin kalıntıları hesaplanır. İkinci aşamada ise (3.7), (3.9), (3.11) ve (3.13) no'lu yardımcı regresyon modelleri en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilerek sırasıyla $F_{NEC}^F, F_{NEC}^{F*}, t_{NEC}^F$ ve t_{NEG}^F test istatistikleri elde edilmektedir.

Geliştirilen testte değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin bulunması durumunda Fourier terimlerinin anlamlılığı sınanmaktadır. (3.15) no'lu uzun dönem modelinde yer alan $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ şeklindeki sıfır hipotezi $\gamma_1 \neq \gamma_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu test için elde edilen F istatistiğinin istatistiksel açıdan anlamlı olması durumunda geliştirilen testin uygun test olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamsız olması durumunda Kapetanious vd. (2006) tarafından önerilen doğrusal olmayan eşbütünleşme testi alternatif olarak kullanılabilecektir.

Yukarıda bahsedildiği üzere çalışma kapsamında dört farklı Fourier fonksiyonlarına dayalı doğrusal olmayan eşbütünleşme testi geliştirilmiştir. Geliştirilen $F_{NEC}^F, F_{NEC}^{F*}, t_{NEC}^F$ ve t_{NEG}^F test istatistiklerinin istatistiksel dağılımları standart olamayacağından, kritik değerleri Monte Carlo simülasyon tekniği ile belirlenmiştir. Test istatistiklerine ait kritik değerler, frekans sayısını temsil eden k için 1, 2 ve 3 değerleri için, bağımsız değişken sayısını belirten r ise 1, 2, 3, 4 ve 5 değerleri için hesaplanmıştır. 20.000 yineleme ile yapılan Monte Carlo simülasyonlarında gözlem sayısı olarak 100, 500 ve 1000 değerleri dikkate alınmıştır.

$F_{NEC,\mu}^F, F_{NEC,\tau}^F, F_{NEC,\mu}^{F*}, F_{NEC,\tau}^{F*}, t_{NEC,\mu}^F, t_{NEC,\tau}^F, t_{NEG,\mu}^F, t_{NEG,\tau}^F$ için hesaplanan kritik değerler sırasıyla ilgili test istatistiklerinin sabitli ve sabitli/trendli yapıları ait olduğunu ifade etmektedir. 100, 500 ve 1000 gözlem için elde edilen kritik değerler Tablo 3.1 – 3.12'de sunulmuştur. Ayrıca uzun dönem denkleminde yer alan Fourier

terimlerinin anlamlılığının sınanmasında kullanılan F testine ait kritik değerlerde ilgili tabloların altında verilmiştir.

Tablo 3.1: F_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100)

	k	$F_{NEC,\mu}^F$			$F_{NEC,\tau}^F$		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%
$r = 1$	1	5.490	6.390	8.282	6.934	7.882	9.980
	2	4.688	5.561	7.570	6.256	7.297	9.515
	3	4.265	5.048	6.978	5.643	6.609	8.808
$r = 2$	1	6.057	7.055	9.069	7.379	8.391	10.589
	2	5.494	6.462	8.475	6.918	7.940	10.259
	3	4.940	5.866	7.832	6.370	7.381	9.669
$r = 3$	1	6.695	7.704	9.946	7.935	9.049	11.403
	2	6.218	7.260	9.415	7.533	8.629	11.024
	3	5.680	6.731	9.036	7.052	8.153	10.521
$r = 4$	1	7.305	8.427	10.796	8.488	9.686	12.302
	2	6.879	8.038	10.422	8.203	9.378	11.895
	3	6.412	7.539	9.992	7.729	8.959	11.457
$r = 5$	1	7.871	8.993	11.466	9.072	10.325	12.925
	2	7.522	8.690	11.218	8.842	10.045	12.826
	3	7.100	8.244	10.920	8.350	9.643	12.292
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.2: F_{NEC}^{F*} Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100)

	k	$F_{NEC,\mu}^{F*}$			$F_{NEC,\tau}^{F*}$		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%
$r = 1$	1	7.761	9.146	11.891	9.726	11.150	14.166
	2	6.507	7.875	10.949	8.778	10.272	13.414
	3	5.761	6.972	9.825	7.759	9.240	12.367
$r = 2$	1	8.625	10.099	13.081	10.451	11.911	15.207
	2	7.718	9.235	12.284	9.784	11.299	14.587
	3	6.820	8.194	11.222	8.924	10.395	13.722
$r = 3$	1	9.627	11.055	14.359	11.260	12.883	16.416
	2	8.842	10.464	13.587	10.737	12.338	15.735
	3	8.018	9.571	13.081	9.963	11.584	15.016
$r = 4$	1	10.519	12.145	15.699	12.143	13.875	17.531
	2	9.873	11.588	15.202	11.738	13.496	17.180
	3	9.182	10.891	14.512	11.037	12.765	16.540
$r = 5$	1	11.341	13.081	16.682	13.002	14.821	18.613
	2	10.871	12.569	16.363	12.671	14.377	18.506
	3	10.098	11.882	15.818	11.896	13.833	17.636
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.3: t_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100)

	k	$t_{NEC,\mu}^F$			$t_{NEC,\tau}^F$		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
$r = 1$	1	-3.454	-3.778	-4.407	-3.889	-4.188	-4.786
	2	-3.161	-3.509	-4.168	-3.630	-3.962	-4.602
	3	-3.021	-3.349	-3.984	-3.476	-3.795	-4.453
$r = 2$	1	-3.628	-3.958	-4.569	-3.990	-4.286	-4.862
	2	-3.399	-3.732	-4.394	-3.794	-4.137	-4.752
	3	-3.249	-3.578	-4.243	-3.660	-4.003	-4.646
$r = 3$	1	-3.801	-4.126	-4.748	-4.107	-4.430	-5.060
	2	-3.613	-3.953	-4.592	-3.976	-4.300	-4.923
	3	-3.482	-3.824	-4.489	-3.831	-4.173	-4.869
$r = 4$	1	-3.950	-4.283	-4.959	-4.220	-4.551	-5.175
	2	-3.803	-4.130	-4.803	-4.108	-4.446	-5.093
	3	-3.659	-4.033	-4.700	-3.980	-4.344	-4.991
$r = 5$	1	-4.051	-4.401	-5.103	-4.313	-4.653	-5.327
	2	-3.939	-4.309	-5.019	-4.230	-4.596	-5.230
	3	-3.810	-4.174	-4.913	-4.110	-4.476	-5.164
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.4: t_{NEG}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=100)

	k	$t_{NEG,\mu}^F$			$t_{NEG,\tau}^F$		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
$r = 1$	1	-3.623	-3.935	-4.542	-4.018	-4.339	-4.946
	2	-3.379	-3.713	-4.334	-3.826	-4.147	-4.777
	3	-3.220	-3.544	-4.181	-3.639	-3.950	-4.622
$r = 2$	1	-3.902	-4.204	-4.796	-4.201	-4.495	-5.079
	2	-3.758	-4.067	-4.650	-4.088	-4.396	-5.008
	3	-3.591	-3.904	-4.506	-3.948	-4.254	-4.918
$r = 3$	1	-4.126	-4.441	-5.062	-4.382	-4.699	-5.330
	2	-4.064	-4.375	-4.992	-4.331	-4.638	-5.234
	3	-3.910	-4.240	-4.858	-4.213	-4.552	-5.187
$r = 4$	1	-4.347	-4.660	-5.316	-4.558	-4.883	-5.511
	2	-4.291	-4.627	-5.260	-4.528	-4.867	-5.502
	3	-4.198	-4.531	-5.186	-4.460	-4.802	-5.440
$r = 5$	1	-4.516	-4.827	-5.470	-4.733	-5.048	-5.721
	2	-4.528	-4.851	-5.529	-4.733	-5.051	-5.721
	3	-4.433	-4.762	-5.435	-4.649	-4.982	-5.680
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.5: F_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500)

	k	$F_{NEC,\mu}^F$			$F_{NEC,\tau}^F$		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%
$r = 1$	1	5.433	6.268	8.102	6.712	7.611	9.431
	2	4.699	5.487	7.184	6.151	7.054	8.997
	3	4.365	5.140	6.781	5.703	6.586	8.518
$r = 2$	1	6.039	6.868	8.781	7.268	8.212	10.209
	2	5.385	6.270	7.976	6.739	7.668	9.724
	3	4.968	5.845	7.693	6.289	7.255	9.142
$r = 3$	1	6.591	7.470	9.294	7.741	8.687	10.640
	2	6.089	6.992	8.893	7.357	8.312	10.443
	3	5.669	6.620	8.676	6.916	8.006	10.049
$r = 4$	1	7.108	8.097	10.227	8.258	9.281	11.354
	2	6.677	7.681	9.800	7.829	8.888	11.092
	3	6.270	7.268	9.333	7.499	8.581	10.575
$r = 5$	1	7.551	8.529	10.632	8.673	9.728	11.910
	2	7.208	8.267	10.278	8.400	9.498	11.859
	3	6.864	7.936	9.997	8.050	9.166	11.446
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.6: F_{NEC}^{F*} Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500)

	k	$F_{NEC,\mu}^{F*}$			$F_{NEC,\tau}^{F*}$		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%
$r = 1$	1	7.614	8.833	11.481	9.382	10.693	13.462
	2	6.464	7.691	10.203	8.526	9.874	12.707
	3	5.805	6.975	9.560	7.749	9.049	11.876
$r = 2$	1	8.499	9.785	12.475	10.217	11.611	14.524
	2	7.533	8.844	11.463	9.454	10.810	14.006
	3	6.817	8.124	10.986	8.741	10.166	12.934
$r = 3$	1	9.335	10.660	13.497	10.955	12.412	15.190
	2	8.588	9.997	12.808	10.327	11.803	15.005
	3	7.935	9.367	12.421	9.753	11.282	14.259
$r = 4$	1	10.116	11.606	14.900	11.739	13.241	16.314
	2	9.434	10.971	14.157	11.113	12.608	15.899
	3	8.854	10.312	13.449	10.614	12.155	15.297
$r = 5$	1	10.778	12.248	15.327	12.383	14.008	17.168
	2	10.283	11.894	15.074	12.023	13.640	17.093
	3	9.781	11.318	14.501	11.453	13.109	16.454
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.7: t_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500)

	k	$t_{NEC,\mu}^F$			$t_{NEC,\tau}^F$		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
$r = 1$	1	-3.513	-3.823	-4.444	-3.914	-4.210	-4.803
	2	-3.213	-3.546	-4.186	-3.692	-4.028	-4.626
	3	-3.081	-3.411	-4.035	-3.543	-3.856	-4.415
$r = 2$	1	-3.687	-4.015	-4.644	-4.044	-4.347	-4.963
	2	-3.441	-3.777	-4.411	-3.874	-4.192	-4.789
	3	-3.300	-3.634	-4.278	-3.720	-4.043	-4.684
$r = 3$	1	-3.852	-4.161	-4.742	-4.168	-4.447	-5.029
	2	-3.654	-3.991	-4.638	-4.027	-4.356	-4.967
	3	-3.533	-3.885	-4.506	-3.903	-4.235	-4.848
$r = 4$	1	-3.986	-4.316	-4.988	-4.277	-4.605	-5.183
	2	-3.812	-4.150	-4.817	-4.158	-4.472	-5.110
	3	-3.693	-4.034	-4.712	-4.043	-4.371	-4.993
$r = 5$	1	-4.070	-4.419	-5.015	-4.348	-4.678	-5.250
	2	-3.956	-4.324	-4.974	-4.266	-4.616	-5.245
	3	-3.863	-4.204	-4.874	-4.179	-4.517	-5.160
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.8: t_{NEG}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=500)

	k	$t_{NEG,\mu}^F$			$t_{NEG,\tau}^F$		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
$r = 1$	1	-3.653	-3.963	-4.552	-3.992	-4.292	-4.890
	2	-3.416	-3.715	-4.316	-3.851	-4.147	-4.704
	3	-3.253	-3.558	-4.207	-3.684	-3.992	-4.564
$r = 2$	1	-3.934	-4.232	-4.789	-4.209	-4.508	-5.055
	2	-3.788	-4.111	-4.666	-4.114	-4.411	-5.018
	3	-3.635	-3.938	-4.558	-3.984	-4.294	-4.903
$r = 3$	1	-4.144	-4.452	-4.998	-4.386	-4.680	-5.222
	2	-4.095	-4.399	-4.966	-4.366	-4.660	-5.253
	3	-3.970	-4.268	-4.867	-4.252	-4.542	-5.164
$r = 4$	1	-4.357	-4.657	-5.253	-4.579	-4.869	-5.465
	2	-4.309	-4.636	-5.206	-4.568	-4.864	-5.422
	3	-4.202	-4.506	-5.124	-4.471	-4.768	-5.381
$r = 5$	1	-4.543	-4.843	-5.438	-4.727	-5.036	-5.617
	2	-4.540	-4.830	-5.407	-4.744	-5.033	-5.615
	3	-4.451	-4.744	-5.374	-4.692	-5.003	-5.615
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.9: F_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000)

	k	$F_{NEC,\mu}^F$			$F_{NEC,\tau}^F$		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%
$r = 1$	1	5.439	6.218	7.864	6.755	7.615	9.370
	2	4.703	5.519	7.255	6.187	7.047	8.845
	3	4.345	5.112	6.785	5.658	6.519	8.335
$r = 2$	1	6.004	6.907	8.715	7.255	8.187	10.013
	2	5.376	6.252	8.048	6.721	7.657	9.561
	3	4.945	5.804	7.554	6.296	7.232	9.111
$r = 3$	1	6.535	7.456	9.416	7.706	8.625	10.680
	2	6.039	6.964	8.858	7.285	8.261	10.362
	3	5.603	6.496	8.279	6.840	7.768	9.858
$r = 4$	1	7.058	8.014	10.067	8.168	9.194	11.265
	2	6.704	7.667	9.769	7.865	8.900	11.102
	3	6.275	7.296	9.368	7.508	8.570	10.639
$r = 5$	1	7.612	8.634	10.718	8.661	9.742	11.807
	2	7.207	8.215	10.338	8.301	9.385	11.388
	3	6.900	7.930	10.002	8.032	9.107	11.256
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.10: F_{NEC}^{F*} Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000)

	k	$F_{NEC,\mu}^{F*}$			$F_{NEC,\tau}^{F*}$		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%
$r = 1$	1	7.598	8.818	11.269	9.465	10.671	13.356
	2	6.481	7.692	10.250	8.545	9.818	12.579
	3	5.798	6.932	9.525	7.776	9.008	11.732
$r = 2$	1	8.483	9.831	12.333	10.212	11.496	14.245
	2	7.493	8.757	11.533	9.403	10.787	13.602
	3	6.791	8.058	10.715	8.746	10.125	12.950
$r = 3$	1	9.278	10.646	13.545	10.916	12.284	15.266
	2	8.472	9.894	12.738	10.268	11.743	14.748
	3	7.807	9.175	11.894	9.582	10.963	14.097
$r = 4$	1	10.010	11.406	14.522	11.592	13.082	16.339
	2	9.488	10.956	14.070	11.203	12.693	15.846
	3	8.848	10.354	13.447	10.616	12.196	15.193
$r = 5$	1	10.874	12.366	15.522	12.356	13.909	17.111
	2	10.279	11.778	15.017	11.872	13.402	16.497
	3	9.795	11.353	14.436	11.448	13.031	16.312
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.11: t_{NEC}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000)

	k	$t_{NEC,\mu}^F$			$t_{NEC,\tau}^F$		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
$r = 1$	1	-3.524	-3.823	-4.370	-3.944	-4.245	-4.789
	2	-3.221	-3.546	-4.167	-3.722	-4.025	-4.624
	3	-3.084	-3.418	-4.022	-3.543	-3.870	-4.434
$r = 2$	1	-3.693	-4.015	-4.599	-4.067	-4.366	-4.920
	2	-3.453	-3.794	-4.386	-3.882	-4.190	-4.777
	3	-3.313	-3.647	-4.258	-3.736	-4.073	-4.691
$r = 3$	1	-3.842	-4.166	-4.760	-4.168	-4.477	-5.083
	2	-3.660	-4.005	-4.629	-4.051	-4.371	-4.961
	3	-3.513	-3.870	-4.496	-3.882	-4.232	-4.815
$r = 4$	1	-3.962	-4.274	-4.894	-4.271	-4.575	-5.189
	2	-3.851	-4.178	-4.816	-4.180	-4.512	-5.137
	3	-3.715	-4.082	-4.695	-4.069	-4.399	-5.003
$r = 5$	1	-4.106	-4.439	-5.029	-4.387	-4.702	-5.290
	2	-4.000	-4.331	-4.929	-4.281	-4.605	-5.184
	3	-3.885	-4.231	-4.871	-4.203	-4.545	-5.175
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.12: t_{NEG}^F Test İstatistiğine ait kritik değerler (T=1000)

	k	$t_{NEG,\mu}^F$			$t_{NEG,\tau}^F$		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
$r = 1$	1	-3.650	-3.951	-4.482	-4.029	-4.318	-4.851
	2	-3.421	-3.719	-4.311	-3.853	-4.173	-4.747
	3	-3.258	-3.568	-4.152	-3.678	-3.981	-4.537
$r = 2$	1	-3.942	-4.240	-4.772	-4.221	-4.525	-5.077
	2	-3.789	-4.091	-4.713	-4.128	-4.425	-5.022
	3	-3.635	-3.938	-4.488	-4.002	-4.296	-4.891
$r = 3$	1	-4.168	-4.448	-5.035	-4.410	-4.707	-5.266
	2	-4.096	-4.404	-4.980	-4.373	-4.674	-5.235
	3	-3.951	-4.243	-4.856	-4.242	-4.553	-5.124
$r = 4$	1	-4.355	-4.644	-5.216	-4.586	-4.881	-5.425
	2	-4.335	-4.645	-5.204	-4.578	-4.864	-5.430
	3	-4.244	-4.547	-5.085	-4.491	-4.797	-5.351
$r = 5$	1	-4.552	-4.850	-5.454	-4.758	-5.063	-5.618
	2	-4.552	-4.850	-5.415	-4.740	-5.024	-5.592
	3	-4.493	-4.798	-5.382	-4.711	-5.020	-5.570
		$F(k^*)$			$F(k^*)$		
		2.299	3.028	4.637	2.308	3.007	4.580

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

3.2. KÜÇÜK ÖRNEK ÖZELLİKLERİ

Çalışmanın bu kısmında bir önceki kısımda geliştirilen yeni test istatistiklerinin küçük örnek özelliklerini incelemek amacıyla boyut analizi ve güç analizi Monte Carlo simülasyonları ile gerçekleştirilmiştir. Monte Carlo denemelerinde Arranz ve Escribano (2000), Kapetanious vd. (2006) ve Banerjee vd. (2017) tarafından önerilen iki değişkenli yapıyı dikkate alan aşağıdaki veri yaratma süreci izlenmiştir:

$$\Delta y_t = \psi \Delta x_t + \eta u_{t-1} [1 - \exp(-\theta u_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$\Delta x_t = v_t \quad (3.17)$$

$$u_t = y_t - \alpha_0 - \phi \cdot t - \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \beta_x x_t \quad (3.18)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \end{bmatrix} \sim iidN \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \right) \quad (3.19)$$

ψ : ortak faktörlerin etkisini gösteren parametredir. θ : geçiş parametresidir. η : eta düzgünleştirme parametresidir. α_k : -3.0 ve β_k : -5.0 olarak belirlenmiştir. Monte Carlo denemelerinde $\beta_x = 1$ ve $\sigma_\varepsilon^2 = 1$ olarak varsayılmıştır. Bunun dışında parametre değerleri $\theta = \{0.1, 1.0\}$, $\eta = \{-0.1, -0.3, -0.5, -1.0\}$ ve $\psi = \{0.5, 1\}$ olarak belirlenmiştir.

Küçük örnek özelliklerinin araştırılmasında ilk olarak geliştirilen testlerin boyut analizleri gerçekleştirilmiştir. T=100, 250 için ve %5 güven düzeyi için yapılan boyut analizine ait sonuçlar Tablo 3.13 – 16’da gösterilmektedir.

Tablo 3.13: $F_{NEC,\mu}^F$ ve $F_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi

T	r	k	ψ	$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$
100	1	1	0.5	0.046	0.048
			1	0.046	0.048
100	1	2	0.5	0.047	0.049
			1	0.047	0.049
100	1	3	0.5	0.046	0.046
			1	0.046	0.046
250	1	1	0.5	0.051	0.054
			1	0.051	0.054
250	1	2	0.5	0.050	0.056
			1	0.050	0.056
250	1	3	0.5	0.049	0.046
			1	0.049	0.046

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.14: $F_{NEC,\mu}^{F*}$ ve $F_{NEC,\tau}^{F*}$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi

T	r	k	ψ	$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$
100	1	1	0.5	0.045	0.048
			1	0.045	0.048
100	1	2	0.5	0.046	0.048
			1	0.046	0.048
100	1	3	0.5	0.045	0.046
			1	0.045	0.046
250	1	1	0.5	0.051	0.053
			1	0.051	0.053
250	1	2	0.5	0.051	0.052
			1	0.051	0.052
250	1	3	0.5	0.052	0.051
			1	0.052	0.051

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir

Tablo 3.15: $t_{NEC,\mu}^F$ ve $t_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi

T	r	k	ψ	$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$
100	1	1	0.5	0.047	0.050
			1	0.047	0.050
100	1	2	0.5	0.045	0.053
			1	0.045	0.053
100	1	3	0.5	0.047	0.048
			1	0.047	0.048
250	1	1	0.5	0.044	0.048
			1	0.044	0.048
250	1	2	0.5	0.050	0.051
			1	0.050	0.051
250	1	3	0.5	0.047	0.044
			1	0.047	0.044

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir

Tablo 3.16: $t_{NEG,\mu}^F$ ve $t_{NEG,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi

T	r	k	ψ	$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$
100	1	1	0.5	0.049	0.043
			1	0.049	0.043
100	1	2	0.5	0.044	0.047
			1	0.044	0.047
100	1	3	0.5	0.045	0.049
			1	0.045	0.049
250	1	1	0.5	0.045	0.050
			1	0.045	0.050
250	1	2	0.5	0.050	0.052
			1	0.050	0.052
250	1	3	0.5	0.048	0.043
			1	0.048	0.043

Not: r, bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.13 – 16’da sunulan boyut analizi sonuçlarına göre $F_{NEG,\mu}^F$, $F_{NEG,\tau}^F$, $F_{NEG,\mu}^{F*}$, $F_{NEG,\tau}^{F*}$, $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$ test istatistiklerinin tümünün nominal değer olan %5 (0.05)’e oldukça yakın değerler aldığı görülmektedir. Bu sonuçlara geliştirilen dört test istatistiğinde de boyut çarpıklığının (size distortion) olmadığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla geliştirilen test istatistiklerinin kullanımında yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılığı oldukça düşüktür. Bu test istatistiklerinin küçük örnekler için uygulanmasında herhangi bir sakınca bulunmamaktadır. Ayrıca herhangi bir boyut çarpıklığı bulunmadığından boyuta göre düzeltilmiş (size-adjusted) kritik değerlerin hesaplanmasına da gerek bulunmamaktadır.

Geliştirilen test istatistiklerinde boyut çarpıklığının belirlenmemesinin ardından güç analizlerine geçilmiş ve güç analizlerine ait sonuçlar Tablo 3.17 – 24’ te sunulmuştur.

Tablo 3.17: $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}$ ve $F_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$	$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	1	0.233	1.000	0.000	1.000	0.294	1.000	0.000	1.000
-0.1	1	1	0.150	1.000	0.000	1.000	0.203	1.000	0.000	1.000
-0.3	0.5	1	0.920	1.000	0.098	1.000	0.987	1.000	0.285	1.000
-0.3	1	1	0.868	1.000	0.020	1.000	0.975	1.000	0.112	1.000
-0.5	0.5	1	0.994	1.000	0.534	1.000	1.000	1.000	0.910	1.000
-0.5	1	1	0.991	1.000	0.292	1.000	1.000	1.000	0.776	1.000
-1.0	0.5	1	1.000	0.999	0.992	0.881	1.000	0.999	1.000	0.881
-1.0	1	1	1.000	0.999	0.996	0.878	1.000	0.999	1.000	0.877
-0.1	0.5	2	0.494	1.000	0.005	1.000	0.586	1.000	0.019	1.000
-0.1	1	2	0.431	1.000	0.011	1.000	0.528	1.000	0.009	1.000
-0.3	0.5	2	0.992	1.000	0.639	1.000	0.998	1.000	0.817	1.000
-0.3	1	2	0.989	1.000	0.515	1.000	0.998	1.000	0.753	1.000
-0.5	0.5	2	0.999	1.000	0.933	1.000	1.000	1.000	0.982	1.000
-0.5	1	2	0.999	1.000	0.887	1.000	1.000	1.000	0.962	1.000
-1.0	0.5	2	1.000	0.999	0.999	0.881	1.000	0.999	1.000	0.880
-1.0	1	2	1.000	0.999	0.998	0.878	1.000	0.999	1.000	0.878
-0.1	0.5	3	0.579	1.000	0.027	1.000	0.667	1.000	0.047	1.000
-0.1	1	3	0.517	1.000	0.018	1.000	0.625	1.000	0.035	1.000
-0.3	0.5	3	0.998	1.000	0.895	1.000	1.000	1.000	0.967	1.000
-0.3	1	3	0.998	1.000	0.862	1.000	1.000	1.000	0.957	1.000
-0.5	0.5	3	1.000	1.000	0.987	1.000	1.000	1.000	0.996	1.000
-0.5	1	3	1.000	1.000	0.981	1.000	1.000	1.000	0.994	1.000
-1.0	0.5	3	1.000	0.999	1.000	0.883	1.000	0.999	0.999	0.882
-1.0	1	3	1.000	0.999	1.000	0.875	1.000	0.999	0.999	0.873

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.18: $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$	$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$
-0.1	0.5	1	0.194	1.000	0.038	1.000	0.255	1.000	0.055	1.000
-0.1	1	1	0.113	1.000	0.009	1.000	0.159	1.000	0.022	1.000
-0.3	0.5	1	0.918	1.000	0.712	1.000	0.988	1.000	0.909	1.000
-0.3	1	1	0.871	1.000	0.546	1.000	0.976	1.000	0.832	1.000
-0.5	0.5	1	0.996	1.000	0.966	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000
-0.5	1	1	0.992	1.000	0.930	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000
-1.0	0.5	1	1.000	0.004	1.000	0.000	1.000	0.004	1.000	0.000
-1.0	1	1	1.000	0.003	1.000	0.000	1.000	0.003	1.000	0.000
-0.1	0.5	2	0.591	1.000	0.201	1.000	0.685	1.000	0.273	1.000
-0.1	1	2	0.524	1.000	0.145	1.000	0.626	1.000	0.213	1.000
-0.3	0.5	2	0.997	1.000	0.968	1.000	0.999	1.000	0.993	1.000
-0.3	1	2	0.996	1.000	0.948	1.000	0.999	1.000	0.990	1.000
-0.5	0.5	2	0.999	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000
-0.5	1	2	1.000	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000
-1.0	0.5	2	1.000	0.007	1.000	0.000	1.000	0.006	1.000	0.000
-1.0	1	2	1.000	0.006	1.000	0.000	1.000	0.006	1.000	0.000
-0.1	0.5	3	0.758	1.000	0.283	1.000	0.827	1.000	0.381	1.000
-0.1	1	3	0.715	1.000	0.229	1.000	0.798	1.000	0.320	1.000
-0.3	0.5	3	0.999	1.000	0.992	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000
-0.3	1	3	1.000	1.000	0.991	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000
-0.5	0.5	3	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	3	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000
-1.0	0.5	3	1.000	0.017	1.000	0.000	1.000	0.016	1.000	0.000
-1.0	1	3	1.000	0.011	1.000	0.000	1.000	0.010	1.000	0.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=100 için yapılan güç analizlerinde geliştirilen $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}^{F*}$ ve $F_{NEC,\tau}^{F*}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $F_{NEC,\mu}$, $F_{NEC,\tau}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarının daha yüksek olduğu ve dolayısıyla daha güçlü testler olduğu bulgulanmıştır.

Tablo 3.19: $t_{NEC,\mu}^F$, $t_{NEC,\tau}^F$, $t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$	$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	1	0.311	1.000	0.577	1.000	0.284	1.000	0.548	1.000
-0.1	1	1	0.231	1.000	0.520	1.000	0.211	1.000	0.484	1.000
-0.3	0.5	1	0.902	1.000	0.976	1.000	0.710	1.000	0.901	1.000
-0.3	1	1	0.841	1.000	0.971	1.000	0.521	1.000	0.809	1.000
-0.5	0.5	1	0.985	1.000	0.998	1.000	0.855	1.000	0.973	1.000
-0.5	1	1	0.967	1.000	0.996	1.000	0.692	1.000	0.931	1.000
-1.0	0.5	1	1.000	0.000	1.000	0.000	0.998	0.000	1.000	0.000
-1.0	1	1	1.000	0.000	1.000	0.000	0.995	0.000	0.999	0.000
-0.1	0.5	2	0.638	1.000	0.752	1.000	0.638	1.000	0.743	1.000
-0.1	1	2	0.590	1.000	0.758	1.000	0.594	1.000	0.710	1.000
-0.3	0.5	2	0.994	1.000	0.997	1.000	0.943	1.000	0.974	1.000
-0.3	1	2	0.990	1.000	0.997	1.000	0.893	1.000	0.949	1.000
-0.5	0.5	2	0.999	1.000	0.999	1.000	0.946	1.000	0.981	1.000
-0.5	1	2	0.998	1.000	0.999	1.000	0.875	1.000	0.955	1.000
-1.0	0.5	2	1.000	0.000	1.000	0.000	0.999	0.000	1.000	0.000
-1.0	1	2	1.000	0.000	1.000	0.000	0.998	0.000	0.999	0.000
-0.1	0.5	3	0.748	1.000	0.790	1.000	0.749	1.000	0.792	1.000
-0.1	1	3	0.712	1.000	0.758	1.000	0.723	1.000	0.766	1.000
-0.3	0.5	3	0.999	1.000	1.000	1.000	0.990	1.000	0.994	1.000
-0.3	1	3	0.999	1.000	0.999	1.000	0.988	1.000	0.991	1.000
-0.5	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	0.976	1.000	0.986	1.000
-0.5	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	0.945	1.000	0.967	1.000
-1.0	0.5	3	1.000	0.000	1.000	0.000	0.999	0.000	0.999	0.000
-1.0	1	3	1.000	0.000	1.000	0.000	0.996	0.000	0.999	0.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.20: $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=100)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$	$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$
-0.1	0.5	1	0.002	0.000	0.028	0.000	0.002	0.000	0.037	0.000
-0.1	1	1	0.000	0.000	0.023	0.000	0.002	0.000	0.031	0.000
-0.3	0.5	1	0.335	0.000	0.758	0.000	0.209	0.000	0.589	0.000
-0.3	1	1	0.341	0.000	0.758	0.000	0.191	0.000	0.552	0.000
-0.5	0.5	1	0.827	0.000	0.981	0.000	0.519	0.000	0.849	0.000
-0.5	1	1	0.842	0.000	0.983	0.000	0.504	0.000	0.861	0.000
-1.0	0.5	1	0.999	1.000	1.000	1.000	0.981	1.000	0.999	1.000
-1.0	1	1	0.999	1.000	1.000	1.000	0.989	1.000	0.999	1.000
-0.1	0.5	2	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000
-0.1	1	2	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000
-0.3	0.5	2	0.433	0.000	0.734	0.000	0.308	0.000	0.583	0.000
-0.3	1	2	0.437	0.000	0.751	0.000	0.313	0.000	0.593	0.000
-0.5	0.5	2	0.928	0.000	0.986	0.000	0.639	0.000	0.854	0.000
-0.5	1	2	0.941	0.000	0.990	0.000	0.642	0.000	0.865	0.000
-1.0	0.5	2	1.000	1.000	1.000	1.000	0.991	1.000	0.999	1.000
-1.0	1	2	0.999	1.000	1.000	1.000	0.995	1.000	0.999	1.000
-0.1	0.5	3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
-0.1	1	3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-0.3	0.5	3	0.457	0.000	0.657	0.000	0.382	0.000	0.567	0.000
-0.3	1	3	0.459	0.000	0.674	0.000	0.404	0.000	0.593	0.000
-0.5	0.5	3	0.971	0.000	0.991	0.000	0.762	0.001	0.880	0.000
-0.5	1	3	0.959	0.000	0.995	0.000	0.785	0.000	0.900	0.000
-1.0	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	0.994	1.000	0.998	1.000
-1.0	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	0.997	1.000	0.999	1.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=100 için yapılan güç analizlerinde geliştirilen $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $t_{NEG,\mu}$, $t_{NEG,\tau}$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıkları birbirine çok yakın bulunmuştur. Dolayısıyla geliştirilen testler ile alternatif testler güç olarak birbirine yakındır.

Tablo 3.21: $F_{NEC,\mu}^F, F_{NEC,\tau}^F, F_{NEC,\mu}$ ve $F_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$	$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	1	0.645	1.000	0.002	1.000	0.789	1.000	0.009	1.000
-0.1	1	1	0.422	1.000	0.000	1.000	0.612	1.000	0.000	1.000
-0.3	0.5	1	0.999	1.000	0.671	1.000	1.000	1.000	0.991	1.000
-0.3	1	1	0.999	1.000	0.228	1.000	1.000	1.000	0.911	1.000
-0.5	0.5	1	1.000	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	1	1.000	1.000	0.935	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.1	0.5	2	0.944	1.000	0.036	1.000	0.975	1.000	0.065	1.000
-0.1	1	2	0.913	1.000	0.004	1.000	0.957	1.000	0.013	1.000
-0.3	0.5	2	1.000	1.000	0.922	1.000	1.000	1.000	0.997	1.000
-0.3	1	2	1.000	1.000	0.757	1.000	1.000	1.000	0.985	1.000
-0.5	0.5	2	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	2	1.000	1.000	0.991	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.1	0.5	3	0.986	1.000	0.187	1.000	0.995	1.000	0.298	1.000
-0.1	1	3	0.981	1.000	0.076	1.000	0.992	1.000	0.158	1.000
-0.3	0.5	3	1.000	1.000	0.987	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000
-0.3	1	3	1.000	1.000	0.974	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000
-0.5	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.22: $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$	$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$
-0.1	0.5	1	0.623	1.000	0.205	1.000	0.783	1.000	0.355	1.000
-0.1	1	1	0.390	1.000	0.059	1.000	0.595	1.000	0.139	1.000
-0.3	0.5	1	0.999	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.3	1	1	0.999	1.000	0.974	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000
-0.5	0.5	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	1	1.000	0.027	1.000	0.002	1.000	0.025	1.000	0.002
-1.0	1	1	1.000	0.017	1.000	0.001	1.000	0.016	1.000	0.001
-0.1	0.5	2	0.943	1.000	0.569	1.000	0.973	1.000	0.705	1.000
-0.1	1	2	0.905	1.000	0.388	1.000	0.956	1.000	0.547	1.000
-0.3	0.5	2	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.3	1	2	1.000	1.000	0.996	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	0.5	2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	2	1.000	0.046	1.000	0.002	1.000	0.042	1.000	0.002
-1.0	1	2	1.000	0.029	1.000	0.001	1.000	0.026	1.000	0.001
-0.1	0.5	3	0.987	1.000	0.809	1.000	0.996	1.000	0.894	1.000
-0.1	1	3	0.983	1.000	0.711	1.000	0.995	1.000	0.839	1.000
-0.3	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.3	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	3	1.000	0.069	1.000	0.002	1.000	0.065	1.000	0.002
-1.0	1	3	1.000	0.047	1.000	0.001	1.000	0.044	1.000	0.001

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=250 için yapılan güç analizlerinde geliştirilen $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}^{F*}$ ve $F_{NEC,\tau}^{F*}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $F_{NEC,\mu}$, $F_{NEC,\tau}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarının daha yüksek olduğu ve dolayısıyla daha güçlü testler olduğu bulgulanmıştır.

Tablo 3.23: $t_{NEC,\mu}^F, t_{NEC,\tau}^F, t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$	$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	1	0.681	1.000	0.886	1.000	0.602	1.000	0.839	1.000
-0.1	1	1	0.537	1.000	0.818	1.000	0.449	1.000	0.753	1.000
-0.3	0.5	1	0.999	1.000	1.000	1.000	0.992	1.000	0.999	1.000
-0.3	1	1	0.995	1.000	0.999	1.000	0.953	1.000	0.992	1.000
-0.5	0.5	1	1.000	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	1	1.000	1.000	1.000	1.000	0.994	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	1	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-1.0	1	1	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-0.1	0.5	2	0.921	1.000	0.957	1.000	0.883	1.000	0.935	1.000
-0.1	1	2	0.892	1.000	0.943	1.000	0.837	1.000	0.914	1.000
-0.3	0.5	2	1.000	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000	0.999	1.000
-0.3	1	2	0.999	1.000	1.000	1.000	0.991	1.000	0.996	1.000
-0.5	0.5	2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	2	1.000	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	2	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-1.0	1	2	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-0.1	0.5	3	0.974	1.000	0.981	1.000	0.965	1.000	0.973	1.000
-0.1	1	3	0.968	1.000	0.976	1.000	0.951	1.000	0.963	1.000
-0.3	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000
-0.3	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000	0.998	1.000
-0.5	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	3	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-1.0	1	3	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.24: $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması (T=250)

η	ψ	k	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
			$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$	$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$
-0.1	0.5	1	0.142	0.000	0.534	0.000	0.146	0.000	0.488	0.000
-0.1	1	1	0.136	0.000	0.524	0.000	0.150	0.000	0.470	0.000
-0.3	0.5	1	0.983	0.000	0.999	0.000	0.922	0.000	0.990	0.000
-0.3	1	1	0.979	0.000	0.998	0.000	0.880	0.000	0.984	0.000
-0.5	0.5	1	1.000	0.000	1.000	0.053	0.993	0.000	0.999	0.053
-0.5	1	1	0.999	0.000	1.000	0.003	0.985	0.000	0.999	0.003
-1.0	0.5	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.1	0.5	2	0.162	0.000	0.404	0.000	0.153	0.000	0.359	0.000
-0.1	1	2	0.139	0.000	0.374	0.000	0.139	0.000	0.341	0.000
-0.3	0.5	2	0.994	0.000	0.999	0.000	0.955	0.000	0.989	0.000
-0.3	1	2	0.992	0.000	0.998	0.000	0.933	0.000	0.983	0.000
-0.5	0.5	2	1.000	0.000	1.000	0.054	0.996	0.000	0.999	0.054
-0.5	1	2	1.000	0.000	1.000	0.003	0.993	0.000	0.999	0.003
-1.0	0.5	2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.1	0.5	3	0.133	0.000	0.275	0.000	0.120	0.000	0.241	0.000
-0.1	1	3	0.106	0.000	0.209	0.000	0.100	0.000	0.211	0.000
-0.3	0.5	3	0.997	0.000	0.999	0.000	0.975	0.000	0.991	0.000
-0.3	1	3	0.998	0.000	1.000	0.000	0.965	0.000	0.987	0.000
-0.5	0.5	3	1.000	0.000	1.000	0.053	0.998	0.001	0.999	0.053
-0.5	1	3	1.000	0.000	1.000	0.003	0.996	0.000	0.999	0.003
-1.0	0.5	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	3	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=250 için yapılan güç analizlerinde geliştirilen $t_{NEG,\mu}^F$, $t_{NEG,\tau}^F$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $t_{NEG,\mu}$, $t_{NEG,\tau}$, $t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıkları birbirine çok yakın bulunmuştur. Dolayısıyla geliştirilen testler ile alternatif testler güç olarak birbirine yakındır.

Ayrıca çalışmada boyut analizi, Fourier terimlerinin sıfıra eşit başka bir değişle istatistiksel açıdan anlamsız olduğu durumda yapılmıştır. Sonuçları Tablo 3.25'te gösterilmiştir.

Tablo 3.25: $F_{NEC,\mu}^F$ ve $F_{NEC,\tau}^F$ Test İstatistiklerine ait Boyut Analizi ($\alpha_k = \beta_k = 0$)

T	r	ψ	$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$
100	1	0.5	0.008	0.006	0.006	0.005	0.007	0.008	0.006	0.008
		1	0.008	0.006	0.006	0.005	0.007	0.008	0.006	0.008
250	1	0.5	0.008	0.008	0.006	0.007	0.007	0.009	0.007	0.001
		1	0.008	0.008	0.006	0.007	0.007	0.009	0.007	0.001

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir. r , bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 3.25'te yer verilen sonuçlara göre Fourier terimlerinin sıfıra eşit olduğu durumda geliştirilen test istatistiklerinin boyut çarpıklığına sahip olduğu anlaşılmaktadır.

Daha sonra Fourier terimlerinin sıfıra eşit olduğu durum dikkate alınarak güç analizleri ve karşılaştırmaları yeniden gerçekleştirilmiştir. Sonuçlar Tablo 3.26 – 32'de gösterilmiştir.

Tablo 3.26: $F_{NEC,\mu}^F, F_{NEC,\tau}^F, F_{NEC,\mu}$ ve $F_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$	$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	0.017	1.000	0.0000	1.000	0.025	1.000	0.000	1.000
-0.1	1	0.005	1.000	0.000	1.000	0.011	1.000	0.000	1.000
-0.3	0.5	0.262	1.000	0.001	1.000	0.700	1.000	0.128	1.000
-0.3	1	0.078	1.000	0.000	1.000	0.410	1.000	0.002	1.000
-0.5	0.5	0.706	1.000	0.022	1.000	0.998	1.000	0.372	1.000
-0.5	1	0.345	1.000	0.002	1.000	0.970	1.000	0.087	1.000
-1.0	0.5	0.996	0.997	0.520	0.803	1.000	0.998	1.000	0.803
-1.0	1	0.953	0.998	0.133	0.798	1.000	0.998	0.998	0.797

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.27: $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$	$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$
-0.1	0.5	0.011	1.000	0.001	1.000	0.016	1.000	0.003	1.000
-0.1	1	0.002	1.000	0.000	1.000	0.005	1.000	0.000	1.000
-0.3	0.5	0.229	1.000	0.053	1.000	0.698	1.000	0.317	1.000
-0.3	1	0.060	1.000	0.008	1.000	0.383	1.000	0.100	1.000
-0.5	0.5	0.701	1.000	0.336	1.000	0.997	1.000	0.952	1.000
-0.5	1	0.317	1.000	0.077	1.000	0.972	1.000	0.774	1.000
-1.0	0.5	0.996	0.002	0.959	0.000	1.000	0.002	1.000	0.000
-1.0	1	0.953	0.000	0.729	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=100 için yapılan güç analizlerinde Fourier terimlerinin sıfıra eşit olduğu durumda, geliştirilen $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}^{F*}$ ve $F_{NEC,\tau}^{F*}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $F_{NEC,\mu}$, $F_{NEC,\tau}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarının daha yüksek olduğu ve dolayısıyla daha güçlü testler olduğu bulgulanmıştır.

Tablo 3.28: $t_{NEC,\mu}^F$, $t_{NEC,\tau}^F$, $t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$	$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	0.015	1.000	0.108	1.000	0.025	1.000	0.137	1.000
-0.1	1	0.002	1.000	0.036	1.000	0.008	1.000	0.779	1.000
-0.3	0.5	0.340	1.000	0.729	1.000	0.509	1.000	0.822	1.000
-0.3	1	0.110	1.000	0.468	1.000	0.311	1.000	0.694	1.000
-0.5	0.5	0.773	1.000	0.958	1.000	0.918	1.000	0.989	1.000
-0.5	1	0.461	1.000	0.855	1.000	0.819	1.000	0.964	1.000
-1.0	0.5	0.994	0.000	0.999	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-1.0	1	0.960	0.000	0.998	0.000	0.999	0.000	1.000	0.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.29: $t_{NEG,\mu}^F, t_{NEG,\tau}^F, t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=100)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$	$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$
-0.1	0.5	0.003	0.000	0.040	0.000	0.009	0.000	0.072	0.000
-0.1	1	0.003	0.000	0.028	0.000	0.008	0.000	0.066	0.000
-0.3	0.5	0.156	0.000	0.519	0.000	0.329	0.000	0.674	0.000
-0.3	1	0.112	0.000	0.437	0.000	0.318	0.000	0.673	0.000
-0.5	0.5	0.586	0.000	0.902	0.000	0.827	0.000	0.963	0.000
-0.5	1	0.472	0.000	0.842	0.000	0.830	0.000	0.960	0.000
-1.0	0.5	0.986	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	0.963	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=100 için yapılan güç analizlerinde Fourier terimlerinin sıfıra eşit olduğu durumda, geliştirilen $t_{NEC,\mu}^F, t_{NEC,\tau}^F, t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $t_{NEC,\mu}, t_{NEC,\tau}, t_{NE,\mu}$ ve $t_{NE,\tau}$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıkları birbirine çok yakın bulunmuştur. Dolayısıyla geliştirilen testler ile alternatif testler güç olarak birbirine yakındır.

Tablo 3.30: $F_{NEC,\mu}^F, F_{NEC,\tau}^F, F_{NEC,\mu}$ ve $F_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$	$F_{NEC,\mu}^F$	$F_{NEC,\tau}^F$	$F_{NEC,\mu}$	$F_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	0.281	1.000	0.000	1.000	0.491	1.000	0.001	1.000
-0.1	1	0.096	1.000	0.000	1.000	0.239	1.000	0.000	1.000
-0.3	0.5	0.998	1.000	0.257	1.000	1.000	1.000	0.921	1.000
-0.3	1	0.973	1.000	0.027	1.000	1.000	1.000	0.560	1.000
-0.5	0.5	1.000	1.000	0.926	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	1.000	1.000	0.455	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.31: $F_{NEC,\mu}^{F*}$, $F_{NEC,\tau}^{F*}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$	$F_{NEC,\mu}^{F*}$	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	$F_{NEC,\mu}^*$	$F_{NEC,\tau}^*$
-0.1	0.5	0.258	1.000	0.037	1.000	0.479	1.000	0.112	1.000
-0.1	1	0.070	1.000	0.005	1.000	0.211	1.000	0.022	1.000
-0.3	0.5	0.998	1.000	0.948	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.3	1	0.980	1.000	0.637	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000
-0.5	0.5	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	1.000	1.000	0.998	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	1.000	0.013	1.000	0.002	1.000	0.011	1.000	0.002
-1.0	1	1.000	0.008	1.000	0.000	1.000	0.007	1.000	0.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=250 için yapılan güç analizlerinde Fourier terimlerinin sıfıra eşit olduğu durumda, geliştirilen $F_{NEC,\mu}^F$, $F_{NEC,\tau}^F$, $F_{NEC,\mu}^{F*}$ ve $F_{NEC,\tau}^{F*}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $F_{NEC,\mu}$, $F_{NEC,\tau}$, $F_{NEC,\mu}^*$ ve $F_{NEC,\tau}^*$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarının daha yüksek olduğu ve dolayısıyla daha güçlü testler olduğu bulgulanmıştır.

Tablo 3.32: $t_{NEC,\mu}^F$, $t_{NEC,\tau}^F$, $t_{NEC,\mu}$ ve $t_{NEC,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$	$t_{NEC,\mu}^F$	$t_{NEC,\tau}^F$	$t_{NEC,\mu}$	$t_{NEC,\tau}$
-0.1	0.5	0.366	1.000	0.705	1.000	0.365	1.000	0.683	1.000
-0.1	1	0.159	1.000	0.499	1.000	0.206	1.000	0.516	1.000
-0.3	0.5	0.995	1.000	0.999	1.000	0.993	1.000	0.999	1.000
-0.3	1	0.971	1.000	0.998	1.000	0.977	1.000	0.997	1.000
-0.5	0.5	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-0.5	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	0.5	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-1.0	1	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

Tablo 3.33: $t_{NEG,\mu}^F, t_{NEG,\tau}^F, t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ Test İstatistiklerine ait Güç Analizi ve Karşılaştırması ($\alpha_k = \beta_k = 0$) (T=250)

η	ψ	$\theta = 0.1$				$\theta = 1.0$			
		$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$	$t_{NEG,\mu}^F$	$t_{NEG,\tau}^F$	$t_{NEG,\mu}$	$t_{NEG,\tau}$
-0.1	0.5	0.139	0.000	0.499	0.000	0.165	0.000	0.492	0.000
-0.1	1	0.110	0.000	0.465	0.000	0.157	0.000	0.486	0.000
-0.3	0.5	0.966	0.000	0.998	0.000	0.962	0.000	0.995	0.000
-0.3	1	0.955	0.000	0.997	0.000	0.968	0.000	0.996	0.000
-0.5	0.5	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-0.5	1	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
-1.0	0.5	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
-1.0	1	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Not: Elde edilen değerler sıfır hipotezinin reddedilme olasılıklarını ifade etmektedir.

T=250 için yapılan güç analizlerinde Fourier terimlerinin sıfıra eşit olduğu durumda, geliştirilen $t_{NEG,\mu}^F, t_{NEG,\tau}^F, t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ test istatistiklerinin alternatifi olan $t_{NEG,\mu}, t_{NEG,\tau}, t_{NEG,\mu}$ ve $t_{NEG,\tau}$ göre yanlış olan sıfır hipotezinin reddedilme olasılıkları birbirine çok yakın bulunmuştur. Dolayısıyla geliştirilen testler ile alternatif testler güç olarak birbirine yakındır.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

CARİ AÇIĞIN SÜRDÜRÜLEBİLİRLİĞİ ANALİZİ: YENİ DOĞRUSAL OLMAYAN FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ UYGULAMASI

Çalışmanın bu bölümünde bir önceki bölümde geliştirilen yeni doğrusal olmayan Fourier Eşbütünleşme testine ait ampirik uygulama gerçekleştirilmektedir. Bu amaçla OECD ülkelerinde Cari açığın sürdürülebilirliği konusu ele alınmıştır. Geliştirilen yeni test ile ampirik olarak karşılaştırma yapılabilmesi için literatürde yer alan Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen ve Kapetanious vd. (2006) tarafından geliştirilen Eşbütünleşme testleri de kullanılmıştır.

Bu bölümde ilk olarak ampirik uygulamada kullanılan veri seti tanıtılmaktadır. Daha sonra cari açığın sürdürülebilirliğine ait literatür taraması sunulmaktadır. Son olarak uygulanan yöntemlere ait ampirik sonuçlar verilmektedir.

4.1. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada kullanılan OECD ülkelerine ait ithalat ve ihracat verileri Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir. Verilerin bulunabilirliğine bağlı olarak dikkate alınan ülkeler ve gözlem dönemleri Tablo 4.1.'de verilmiştir. Ampirik analizde ülkelere ait ithalat ve ihracat değişkenleri Amerikan doları cinsinden reel olarak dikkate alınmıştır. Nihai olarak değişkenlerin doğal logaritmaları kullanılmıştır.

Tablo 4.1: Çalışmada kullanılan OECD ülkeleri ve Gözlem Dönemleri

Ülkeler	Gözlem Dönemi
Avustralya	1960 - 2019
Şili	1960 - 2019
Kolombiya	1960 - 2019
Fransa	1960 - 2019
Yunanistan	1960 - 2019
Meksika	1960 - 2019
Güney Kore	1960 - 2019
İsveç	1960 - 2019
Türkiye	1960 - 2019
Kanada	1961 - 2019
Danimarka	1966 - 2019
Hollanda	1969 - 2019
Avusturya	1970 - 2019
Belçika	1970 - 2019
Finlandiya	1970 - 2019
Almanya	1970 - 2019
İrlanda	1970 - 2019
İtalya	1970 - 2019
İsrail	1970 - 2019
Lüksemburg	1970 - 2019
Norveç	1970 - 2019
Portekiz	1970 - 2019
İspanya	1970 - 2019
İngiltere	1970 - 2019
Amerika Birleşik Devletleri	1970 - 2019
Japonya	1970 - 2018
Yeni Zelanda	1970 - 2018

Husted (1992), ithalat ve ihracat arasındaki uzun dönemli ilişkiyi gösteren basit bir model ortaya koymuştur. Bu modelde küçük dışa açık ekonomiyi karakterize eden üç ana varsayım bulunmaktadır. Bu varsayımlar şu şekilde sıralanmaktadır: i) Ekonomi, tek bir kompozit malı üretir ve ihraç eder, ii) Hükümetin müdahil olmadığı süreç izlenir, iii) Tüketiciler, uluslararası finans piyasalarında belirli bir dünya faiz oranıyla borç alıp verebilir. Modele göre bu ekonominin cari dönem bütçe kısıtı aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$C_0 = Y_0 + B_0 - I_0 - (1 - r_0)B_{-1} \quad (4.1)$$

C_0 ; cari tüketimi, Y_0 ; cari üretim düzeyini, I_0 ; cari yatırımı, B_0 ; uluslararası borçlanmayı, r_0 ; cari dünya faiz oranını ve $(1 - r_0)B_{-1}$ ise ilk dış borç stokunu ifade etmektedir. (4.1) no'lu modelin her dönemi içermesi gerektiğinden dolayı ekonominin dönemler arası bütçe kısıtı aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$B_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \mu_t TB_t + \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n B_n \quad (4.2)$$

Burada $TB_t = EX_t - MM_t = Y_t - C_t - I_t$ cari ticaret dengesini temsil etmektedir. EX_t ; cari ihracatı, MM_t ; cari ithalatı ve μ_t ise iskonto faktörünü ifade etmektedir. (4.2) no'lu gösterimde son terimin $\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n B_n \neq 0$ olması durumunda $B_0 > 0$ ise dış borçlar sürdürülemez düzeydedir (bubble financing), $B_0 < 0$ ise dış borçlar artarken ekonomi pareto optimum kararlar almaktadır.

(4.2) no'lu modelde gösterilen eşitlik aşağıdaki form ile de yorumlanabilmektedir:

$$EX_t = \alpha_0 + \beta IM_t + u_t \quad (4.3)$$

(4.3) no'lu denklemde gösterilen (EX_t) ihracat ve (IM_t) ithalat serileri, net faiz ödemeleri ve net cari transferleri de içermekte ve aynı zamanda uzun dönemde ithalat ve ihracat arasında belirlenen eşbütünleşik ilişki, cari açıkların sürdürülebilirliği için önem arz etmektedir (Hakkio ve Rush, 1991)

4.2. Ampirik Sonular

Literatür incelendiğinde cari açığın sürdürülebilirliğinin analizinde beklenti, ihracat ve ithalat değişkenlerinin 1. mertebeden durağan olması yönündedir. Çalışmanın ampirik kısmında ilk olarak OECD ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenlerinin durağanlık mertebelerinin belirlenmesi amacıyla düzey değişkenlere Enders ve Lee (2012b) tarafından geliştirilen Esnek Fourier ADF (F-ADF) birim kök testi uygulanmıştır. Değişkenlerin düzeylerine uygulanan F-ADF birim kök testi sonuçları Tablo 4.2. ve Tablo 4.3'te sunulmuştur.

Tablo 4.2: İhracat Değişkeni için F-ADF Durağanlık Testi Sonuçları

Ülkeler	k*	F-ADF Test İst.	F-İstatistiği
Yunanistan	2	-1.680	2.304
Avustralya	2	-2.699	5.807
Fransa	2	-1.055	4.729
İsveç	2	-3.501	8.047***
Kolombiya	1	-3.399	5.145
Güney Kore	2	-1.818	5.447
Meksika	4	-1.232	2.299
Şili	1	-2.880	9.453**
Türkiye	1	-3.804	5.799
Kanada	2	-0.873	5.134
Danimarka	1	-3.225	3.947
Hollanda	1	-4.151 ^c	7.828***
ABD	1	-4.021	6.504
Almanya	1	-3.630	4.581
Avusturya	2	-3.076	3.946
Belçika	1	-4.364	6.963
Finlandiya	2	-2.807	6.107
İngiltere	1	-3.361	4.549
İrlanda	2	-3.098	7.945***
İspanya	1	-2.802	4.167
İsrail	1	-4.269	7.119
İtalya	1	-3.293	3.803
Lüksemburg	1	-3.779	8.687***
Norveç	1	-2.925	6.718
Portekiz	1	-4.428	5.217
Japonya	1	-3.401	2.014
Yeni Zelanda	1	-3.660	7.785***

^c, %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi olan birim kökün varlığının reddedildiğini göstermektedir. ** ve *** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığını göstermektedir. k* uygun frekans sayısını göstermektedir.

Tablo 4.2’de sunulan ihracat değişkenine ait sonuçlara göre İsveç, Şili, Hollanda, İrlanda, Lüksemburg ve Yeni Zelanda için Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçtan hareketle adı geçen ülkelere ait F-ADF test istatistiği sonuçları dikkate alınmıştır. F-ADF test sonuçlarına göre sadece Hollanda için birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmiştir. Başka bir

ifadeyle Hollanda'ya ait ihracat değişkeni düzeyde durağan bulunmuştur. Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamsız olduğu ülkelere ait ihracat değişkenine ADF testi uygulanmıştır ve sonuçlar tablo 4.4'te gösterilmiştir.

Tablo 4.3: İthalat Değişkeni için F-ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	k*	F-ADF Test İst.	F-İstatistiği
Yunanistan	2	-1.347	3.387
Avustralya	1	-3.239	3.875
Fransa	2	-2.247	2.953
İsveç	2	-3.513	4.569
Kolombiya	4	-2.951	4.453
Güney Kore	1	-2.456	2.099
Meksika	2	-5.430 ^a	8.330***
Şili	1	-3.502	4.107
Türkiye	2	-2.895	2.427
Kanada	2	-2.223	3.165
Danimarka	1	-3.373	3.808
Hollanda	1	-3.703	6.233
ABD	1	-4.234 ^b	8.526***
Almanya	1	-3.662	4.183
Avusturya	2	-3.567	3.203
Belçika	1	-4.529	6.526
Finlandiya	2	-3.074	3.649
İngiltere	1	-3.034	4.673
İrlanda	2	-3.571	10.270**
İspanya	1	-4.610 ^b	10.546**
İsrail	2	-4.148	6.791
İtalya	1	-3.880	7.120
Lüksemburg	1	-3.926	9.264**
Norveç	1	-3.531	4.754
Portekiz	1	-3.403	5.183
Japonya	1	-4.554	5.299
Yeni Zelanda	1	-4.788	7.607

^a ve ^b sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezi olan birim kökün varlığının reddedildiğini göstermektedir. ** ve *** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığını göstermektedir. k* uygun frekans sayısını göstermektedir.

Tablo 4.3'te sunulan ithalat deęiřkenine ait sonulara gre Meksika, ABD, İrlanda, İspanya ve Lksemburg iin Fourier terimlerinin istatistiksel aıdan anlamlı olduęu belirlenmiřtir. Bu sonutan hareketle adı geen lkelere ait F-ADF test istatistięi sonuları dikkate alınmıřtır. F-ADF test sonularına gre Meksika, ABD ve İspanya iin birim kkn varlıęını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmiřtir. Bařka bir ifadeyle Meksika, ABD ve İspanya'ya ait ihracat deęiřkenleri dzeyde duraęan bulunmuřtur. Fourier terimlerinin istatistiksel aıdan anlamsız olduęu lkelere ait ihracat deęiřkenine ADF testi uygulanmıřtır.



Tablo 4.4: Değişkenlerin Düzeylerine uygulanan ADF birim kök testi sonuçları

Ülkeler	İthalat (Düzey)	İhracat (Düzey)
Yunanistan	-1.217* (0)	-1.346* (0)
Avustralya	-2.379* (0)	-1.818* (0)
Fransa	-2.156* (0)	-0.929* (0)
İsveç	-2.569* (0)	-1.858* (0)
Kolombiya	-2.781* (1)	-2.126* (0)
Güney Kore	-0.871* (0)	-1.485* (0)
Meksika	-	-1.467* (1)
Şili	-2.073* (0)	-0.252* (0)
Türkiye	-2.418* (0)	-2.043* (0)
Kanada	-1.586* (0)	-1.657* (1)
Danimarka	-2.446* (0)	-1.676* (0)
Hollanda	-1.763* (0)	-
ABD	-	-1.845* (1)
Almanya	-2.403* (0)	-2.393* (0)
Avusturya	-2.921* (0)	-2.072* (0)
Belçika	-2.551* (0)	-2.253* (0)
Finlandiya	-2.094* (0)	-1.376* (0)
İngiltere	-1.978* (0)	-1.738* (0)
İrlanda	-2.230* (1)	-1.999* (1)
İspanya	-	-1.138* (3)
İsrail	-2.585* (0)	-2.349* (0)
İtalya	-1.385* (0)	-1.707* (0)
Lüksemburg	-1.927* (0)	-1.858* (0)
Norveç	-2.489* (0)	-0.584* (1)
Portekiz	-1.955* (1)	-2.649* (2)
Japonya	-2.921* (1)	-2.803* (0)
Yeni Zelanda	-2.734* (0)	-1.181* (0)

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezi olan birim kökün varlığının reddedilemediğini göstermektedir.

Tablo 4.4.'te sunulan birim kök testi sonuçlarına göre Yunanistan, Avustralya, Fransa, İsveç, Kolombiya, Güney Kore, Meksika, Şili, Türkiye, Kanada, Danimarka, Amerika Birleşik Devletleri, Almanya, Avusturya, Belçika, Finlandiya, İngiltere, İrlanda, İspanya, İsrail, İtalya, Lüksemburg, Norveç, Portekiz, Japonya ve Yeni Zelanda ülkelerine ait ihracat değişkenlerinin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birim köke sahip olduğu anlaşılmaktadır. Aynı zamanda Yunanistan, Avustralya,

Fransa, İsveç, Kolombiya, Güney Kore, Hollanda, Şili, Türkiye, Kanada, Danimarka, Almanya, Avusturya, Belçika, Finlandiya, İngiltere, İrlanda, İsrail, İtalya, Lüksemburg, Norveç, Portekiz, Japonya ve Yeni Zelanda ülkelerine ait ithalat değişkenlerinin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birim köke sahip olduğu gösterilmektedir. F-ADF ve ADF testlerinin sonuçlarına göre düzeyde birim köke sahip olan değişkenlerin birinci farklarına ADF testi uygulanmıştır.

Tablo 4.5: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	İthalat (1. Fark)	İhracat (1. Fark)
Yunanistan	-6.105* (0)	-6.638* (0)
Avustralya	-7.789* (1)	-7.828* (0)
Fransa	-7.523* (0)	-6.325* (0)
İsveç	-7.544* (0)	-6.508* (0)
Kolombiya	-7.981*(0)	-7.004*(0)
Güney Kore	-7.687* (0)	-5.928* (0)
Meksika	-	-6.123* (0)
Şili	-6.702* (0)	-6.374* (0)
Türkiye	-7.923*(0)	-7.460*(0)
Kanada	-6.928* (0)	-5.568* (1)
Danimarka	-7.264*(0)	-6.412*(0)
Hollanda	-6.457*(0)	-
ABD	-	-5.199* (0)
Almanya	-5.999* (0)	-6.974* (0)
Avusturya	-	-7.315*(0)
Belçika	-7.093* (0)	-7.681* (0)
Finlandiya	-5.989*(0)	-6.048*(0)
İngiltere	-5.376*(0)	-6.537*(0)
İrlanda	-4.483*(0)	-4.841*(0)
İspanya	-	-3.247*(0)
İsrail	-5.916*(1)	-6.913*(0)
İtalya	-7.332* (0)	-6.910* (0)
Lüksemburg	-6.300* (0)	-5.745* (0)
Norveç	-6.087* (0)	-6.216* (0)
Portekiz	-5.281* (0)	-4.836* (0)
Japonya	-5.842* (0)	-8.889* (0)
Yeni Zelanda	-7.121* (0)	-6.163* (0)

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezi olan birim kökün varlığının reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 4.5’te verilen sonuçlara göre Yunanistan, Avustralya, Fransa, İsveç, Kolombiya, Güney Kore, Şili, Türkiye, Kanada, Danimarka, Almanya, Belçika, Finlandiya, İngiltere, İrlanda, İsrail, İtalya, Lüksemburg, Norveç, Portekiz, Japonya ve Yeni Zelanda ülkelerinin ithalat ve ihracat değişkenlerinin birinci farklarının durağan oldukları belirlenmiştir. Buradan hareketle değişkenler arasındaki eşbütünleşik ilişki adı geçen ülkeler için araştırılmıştır.

Cari açığın sürdürülebilirliğinin araştırılmasında ihracat ve ithalat değişkenlerinin eşbütünleşik ilişkiye sahip olup olmadıkları ilk olarak Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier eşbütünleşme (FSHIN) testi ile sınanmıştır. Sonuçlar Tablo 4.6’da verilmiştir.

Tablo 4.6: Tsong vd. (2016) Fourier FSHIN Eşbütünleşme Test Sonuçları

Ülkeler	k*	Test İst.	F-İstatistiği
Yunanistan	1	0.125	11.440**
Avustralya	2	0.048*	10.830**
Fransa	3	0.180	8.287**
İsveç	1	0.061	7.640**
Kolombiya	2	0.052*	14.495**
Güney Kore	2	0.047*	7.877**
Şili	3	0.104	7.656**
Türkiye	1	0.064	9.584**
Kanada	1	0.053	7.656**
Danimarka	1	0.050	8.914**
Almanya	2	0.115	11.874**
Belçika	1	0.054	6.292**
Finlandiya	2	0.221	6.740**
İngiltere	1	0.147	15.609**
İrlanda	1	0.092	15.062**
İsrail	1	0.058	19.660**
İtalya	3	0.069*	13.560**
Lüksemburg	1	0.078	5.505**
Norveç	1	0.072	3.098
Portekiz	1	0.055	27.463**
Japonya	2	0.072*	6.649**
Yeni Zelanda	1	0.087	14.452**

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde sıfır hipotezi olan eşbütünleşik ilişkinin reddedilemediğini göstermektedir. ** %5 anlamlılık düzeyin Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığını göstermektedir. k* uygun frekans sayısını göstermektedir.

Tablo 4.6’da verilen sonuçlara göre Avustralya, Kolombiya, Güney Kore, İtalya ve Japonya ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenlerinin eşbütünleşik oldukları belirlenmiştir. FSHIN eşbütünleşme testine göre 22 ülkenin 5’inde cari açığın sürdürülebilir olduğu, 17’sinde sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Daha sonra Yunanistan, Avustralya, Fransa, İsveç, Güney Kore, Meksika, Şili, Kanada, Amerika Birleşik Devletleri, Almanya, Belçika, İtalya, Lüksemburg, Norveç, Portekiz, Japonya, Yeni Zelanda ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenleri

Kapetanious vd. (2006) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Analiz sonuçları tablo 4.7’de gösterilmiştir:

Tablo 4.7: KSS (2006) Eşbütünleşme Test Sonuçları

Ülkeler	$F_{NEC,\tau}$	$F_{NEC,\tau}^*$	$t_{NEC,\tau}$	$t_{NEG,\tau}$
Yunanistan	1.718 (11)	0.825 (11)	-1.098 (12)	-2.902 (8)
Avustralya	15.943 (12)	8.512 (12)	-1.870 (0)	-1.850 (0)
Fransa	5.910 (0)	5.759 (0)	-2.767 (2)	-2.930 (0)
İsveç	0.529 (0)	0.764 (0)	-0.985 (0)	-1.671 (0)
Kolombiya	1.566 (0)	2.211 (0)	-0.695 (0)	-1.427 (1)
Güney Kore	1.755 (4)	2.314 (4)	-1.554 (4)	-1.518 (12)
Şili	5.055 (1)	4.238 (1)	-2.253 (1)	-3.209 (3)
Türkiye	5.564 (3)	5.304 (4)	-3.223 (3)	-3.668 (3)
Kanada	2.210 (2)	3.037 (2)	-2.426 (2)	-1.555 (0)
Danimarka	0.834 (0)	1.140 (0)	-1.417 (0)	-1.439 (0)
Almanya	9.270 (1)	14.111 (1)	-5.367* (1)	-5.501* (1)
Belçika	4.528 (2)	6.783 (2)	-3.704* (2)	-2.058* (0)
Finlandiya	1.528 (12)	2.471 (12)	-1.915 (11)	-1.418 (11)
İngiltere	2.578 (0)	3.889 (0)	-2.430 (0)	-2.433 (0)
İrlanda	5.922 (11)	0.831 (0)	-1.217 (0)	-1.314 (5)
İsrail	3.727 (0)	4.678 (0)	-2.968 (0)	-1.742 (3)
İtalya	5.040 (2)	2.840 (0)	-2.183 (0)	-2.502 (0)
Lüksemburg	1.497 (0)	2.294 (0)	-1.676 (0)	-1.670 (0)
Norveç	2.965 (7)	3.480 (7)	-1.449 (6)	-0.801 (3)
Portekiz	2.021 (9)	8.441 (7)	-0.359 (9)	-1.168 (9)
Japonya	2.462 (0)	3.483 (0)	-2.468 (0)	-2.507 (0)
Yeni Zelanda	3.709 (12)	0.218 (0)	-0.666 (0)	-1.322 (5)

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşik ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 4.7’de verilen sonuçlara göre sadece $t_{NEC,\tau}$ ve $t_{NEG,\tau}$ test istatistiklerine göre Almanya ve Belçika ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenlerinin eşbütünleşik oldukları belirlenmiştir. KSS vd. (2006) doğrusal olmayan eşbütünleşme testine göre 22 ülkenin 2’sinde cari açığın sürdürülebilir olduğu, 20’sinde ise sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Son olarak ampirik analizde çalışmada geliştirilen yeni doğrusal olmayan Fourier eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Sonuçlar sırasıyla Tablo 4.8, Tablo 4.9, Tablo 4.10 ve Tablo 4.11’de sunulmuştur.

Tablo 4.8: $F_{NEC,\tau}^F$ Eşbütünleşme Test Sonuçları

Ülkeler	k*	$F_{NEC,\tau}^F$	F-İstatistiği
Yunanistan	2	1.088 (12)	26.346**
Avustralya	2	11.668* (4)	115.944**
Fransa	1	3.689 (1)	23.207**
İsveç	2	8.467* (1)	21.627**
Kolombiya	1	11.477* (1)	34.146**
Güney Kore	1	6.646 (5)	14.001**
Şili	1	13.500* (12)	124.592**
Türkiye	1	12.358* (6)	34.146**
Kanada	1	6.499 (4)	19.572**
Danimarka	1	13.380* (3)	70.021**
Almanya	2	13.423* (4)	11.853**
Belçika	1	6.138 (2)	13.092**
Finlandiya	2	0.998 (3)	15.807**
İngiltere	2	6.624 (3)	20.259**
İrlanda	1	12.393* (5)	59.045**
İsrail	2	9.520* (1)	25.549**
İtalya	3	9.028* (0)	20.445**
Lüksemburg	1	5.985 (0)	42.212**
Norveç	1	10.392* (12)	258.054**
Portekiz	2	2.526 (9)	13.902**
Japonya	1	3.914 (12)	20.968**
Yeni Zelanda	1	8.091* (3)	81.527**

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşik ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. ** %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığını göstermektedir. k* uygun frekans sayısını göstermektedir.

Tablo 4.8’de yer alan $F_{NEC,\tau}^F$ test sonuçlarına göre Avustralya, İsveç, Kolombiya, Şili, Türkiye, Danimarka, Almanya, İrlanda, İsrail, İtalya, Norveç ve Yeni Zelanda ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenlerinin eşbütünleşik oldukları belirlenmiştir. Geliştirilen yeni doğrusal olmayan Fourier eşbütünleşme testi

sonuçlarına göre 22 ülkenin 12'sinde cari açığın sürdürülebilir olduğu, 10'unda ise sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 4.9: $F_{NEC,\tau}^{F*}$ Eşbütünleşme Test Sonuçları

Ülkeler	k*	$F_{NEC,\tau}^{F*}$	F-İstatistiği
Yunanistan	2	1.514 (12)	26.346**
Avustralya	2	16.959* (4)	115.944**
Fransa	1	5.641 (1)	23.207**
İsveç	2	10.913* (1)	21.627**
Kolombiya	1	17.547* (1)	34.146**
Güney Kore	1	5.992 (4)	14.001**
Şili	1	21.298* (12)	124.592**
Türkiye	1	18.147* (3)	25.089**
Kanada	1	9.750 (4)	19.572**
Danimarka	1	20.272* (3)	70.021**
Almanya	2	17.492* (4)	11.853**
Belçika	1	7.393 (2)	13.092**
Finlandiya	2	0.799 (11)	15.807**
İngiltere	3	12.835* (2)	20.259**
İrlanda	1	14.513* (5)	59.045**
İsrail	2	13.786* (1)	25.549**
İtalya	3	7.907 (12)	20.445**
Lüksemburg	1	8.541 (0)	42.212**
Norveç	1	11.049 (12)	258.054**
Portekiz	2	2.864 (9)	13.902**
Japonya	1	2.264 (4)	20.968**
Yeni Zelanda	1	12.164* (3)	81.527**

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşik ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. ** %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığını göstermektedir. k* uygun frekans sayısını göstermektedir.

Tablo 4.9'da sunulan $F_{NEC,\tau}^{F*}$ test sonuçlarına göre Avustralya, İsveç, Kolombiya, Şili, Türkiye, Danimarka, Almanya, İngiltere, İrlanda, İsrail ve Yeni Zelanda ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenlerinin eşbütünleşik oldukları belirlenmiştir. Geliştirilen yeni doğrusal olmayan Fourier eşbütünleşme testi

sonuçlarına göre 22 ülkenin 11'inde cari açığın sürdürülebilir olduğu, 11'inde ise sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 4.10: $t_{NEC,\tau}^F$ Eşbütünleşme Test Sonuçları

Ülkeler	k*	$t_{NEC,\tau}^F$	F-İstatistiği
Yunanistan	2	-1.316 (12)	26.346**
Avustralya	2	-4.809* (4)	115.944**
Fransa	1	-3.200 (1)	23.207**
İsveç	2	-4.155* (1)	21.627**
Kolombiya	1	-3.046 (1)	34.146**
Güney Kore	1	-3.474 (4)	14.001**
Şili	1	-6.676* (3)	124.592**
Türkiye	1	-5.907* (4)	25.089**
Kanada	1	-4.218* (4)	19.572**
Danimarka	1	-5.453* (3)	70.021**
Almanya	2	-4.317* (1)	11.853**
Belçika	1	-3.037 (11)	13.092**
Finlandiya	2	-0.497 (11)	15.807**
İngiltere	3	-4.469* (2)	20.259**
İrlanda	1	-4.796* (5)	59.045**
İsrail	2	-5.244* (1)	25.549**
İtalya	3	-4.492* (1)	20.445**
Lüksemburg	1	-3.787 (0)	42.212**
Norveç	1	-4.553* (12)	258.054**
Portekiz	2	-2.360 (12)	13.902**
Japonya	1	-2.170 (4)	20.968**
Yeni Zelanda	1	-4.355* (3)	81.527**

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşik ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. ** %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığını göstermektedir. k* uygun frekans sayısını göstermektedir.

Tablo 4.10'da verilen $t_{NEC,\tau}^F$ test sonuçlarına göre Avustralya, İsveç, Şili, Türkiye, Kanada, Danimarka, Almanya, İngiltere, İrlanda, İsrail, İtalya, Norveç ve Yeni Zelanda ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenlerinin eşbütünleşik oldukları belirlenmiştir. Geliştirilen yeni doğrusal olmayan Fourier eşbütünleşme testi

sonuçlarına göre 22 ülkenin 13'ünde cari açığın sürdürülebilir olduğu, 8'inde ise sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 4.11: $t_{NEG,\tau}^F$ Eşbütünleşme Test Sonuçları

Ülkeler	k*	$t_{NEG,\tau}^F$	F-İstatistiği
Yunanistan	2	-2.309 (8)	26.346**
Avustralya	2	-3.583 (4)	115.944**
Fransa	1	-3.505 (0)	23.207**
İsveç	2	-2.130 (0)	21.627**
Kolombiya	1	-1.836 (0)	34.146**
Güney Kore	1	-2.397 (12)	14.001**
Şili	1	-4.865* (1)	124.592**
Türkiye	1	-4.499* (3)	25.089**
Kanada	1	-3.178 (2)	19.572**
Danimarka	1	-3.070 (0)	70.021**
Almanya	2	-4.493* (1)	11.853**
Belçika	1	-1.996 (1)	13.092**
Finlandiya	2	-1.780 (5)	15.807**
İngiltere	3	-3.218 (2)	20.259**
İrlanda	1	-5.169* (0)	59.045**
İsrail	2	-3.774 (5)	25.549**
İtalya	3	-0.342 (12)	20.445**
Lüksemburg	1	-3.647 (0)	42.212**
Norveç	1	-2.729 (12)	258.054**
Portekiz	2	-0.189 (10)	13.902**
Japonya	1	-2.991 (0)	20.968**
Yeni Zelanda	1	-1.776 (6)	81.527**

* %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşik ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. ** %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde Fourier terimlerinin istatistiksel açıdan anlamlılığını göstermektedir. k* uygun frekans sayısını göstermektedir.

Tablo 4.11'de elde edilen $t_{NEG,\tau}^F$ test sonuçlarına göre Şili, Türkiye, Almanya ve İrlanda ülkelerine ait ithalat ve ihracat değişkenlerinin eşbütünleşik oldukları belirlenmiştir. Geliştirilen yeni doğrusal olmayan Fourier eşbütünleşme testi sonuçlarına göre 22 ülkenin 4'ünde cari açığın sürdürülebilir olduğu, 18'inde ise sürdürülemez olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

SONUÇ

Ekonometrik zaman serileri analizlerinde durağanlık ve eşbütünleşme analizleri son 40 yıl içerisinde çok hızlı bir gelişme yaşamış ve literatüre çok sayıda yöntem kazandırılmıştır. İktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesinde önemli bir araç olarak kullanılan eşbütünleşme analizlerine dair daha gelişmiş yöntemlerin zaman içerisinde literatüre sunulması değişkenler arası ilişkilerin daha doğru biçimde belirlenmesini de beraberinde getirmiştir.

Bilindiği üzere ekonometrik zaman serileri literatüründe kullanılan durağanlık analizlerinde herhangi bir seride meydana gelen yapısal değişikliğin dikkate alınması oldukça önem kazanmıştır. Çünkü yapısal değişikliklerin dikkate alınmadığı birim kök testlerinde, test sonucunun sıfır hipotezi olan birim kökün varlığının reddedilememesi yönünde eğilimli olduğu görülmektedir. Dolayısıyla aslında durağan olan bir serinin yapısal değişikliğin dikkate alınmaması nedeniyle birim kök sürecine sahip olduğu sonucuna ulaşılabilir. Aynı durum eşbütünleşme analizleri için de geçerli olabilmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkide meydana gelen yapısal değişiklik eşbütünleşme analizlerinin sonuçlarını da etkilemektedir. Aslında alternatif hipotez altında tanımlı eşbütünleşik ilişkinin var olmasına rağmen, geleneksel testlerin yapısal değişikliği dikkate almaması sebebiyle sıfır hipotezinde tanımlı eşbütünleşik ilişkinin yokluğu hipotezi reddedilememektedir.

Bu açıdan bakıldığında yapısal değişikliğin analizlerde dikkate alınması gerekliliği büyük önem taşımaktadır. Bu çalışma literatüre yeni bir eşbütünleşme testi kazandırmaktadır. Çalışma kapsamında geliştirilen yeni eşbütünleşme testi, Fourier fonksiyonlara dayalı doğrusal olmayan bir testtir. Bu test sayesinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesinde, olası yapısal değişiklikler Fourier fonksiyonlar yardımıyla, doğrusal dışılık ise Üssel Yumuşak Geçişli Otoregresif (ESTAR) süreci ile modellenmektedir.

Çalışma kapsamında 4 farklı test istatistiği önerilmiş olup bu testlerin uygulamasında kullanılan yardımcı regresyon denklemleri ve testlere ilişkin hipotezler oluşturulmuştur. Geliştirilen test istatistiklerinin sahip olduğu standart olmayan dağılımları temsil eden, Monte Carlo simülasyon tekniği ile üretilen kritik değerler elde edilmiştir. 4 farklı test istatistiğine ait boyut (size) analizleri ve güç (power) analizleri de gerçekleştirilmiş olup yeni testlerin, alternatif testlere göre genel olarak daha güçlü testler olduğu ortaya koyulmuştur. Ayrıca yeni testlerin herhangi bir boyut çarpıklığına (size distortion) sahip olmadığı gösterilmiştir. Bu açıdan bakıldığında çalışmada geliştirilen testlerin ampirik çalışmalarda kullanılmasında herhangi bir sakınca olmadığı görülmektedir.

Geliştirilen test istatistiklerinin ampirik olarak kullanılması amacıyla 27 OECD ülkelerinde cari açığın sürdürülebilirliği konusu ele alınmıştır. Cari açığın sürdürülebilirliği alternatif eşbütünleşme testleri ile de araştırılmıştır. Elde edilen ampirik sonuçlar yeni eşbütünleşme testlerinin alternatiflerine göre ampirik olarak da daha güçlü sonuçlara sahip olduğunu göstermektedir.

KAYNAKÇA

- Banerjee, P.;
Arčabić, V.;
Lee, H.;
Fourier ADL cointegration test to approximate smooth breaks with new evidence from crude oil market, **Economic Modeling**, 67, 2017, pp. 114–124.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.11.004>.
- Becker, R.;
Enders, W.;
Lee, J.;
A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks, **Journal of Time Series Analysis**, 27(3), 2006, pp. 381-409.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Christopoulos, D., K.;
León-Ledesma, M., A.;
Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates, **Journal of International Money and Finance**, 29(6), 2010, pp. 1076-1093.
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.02.003>
- Çil, N.;
Finansal Ekonometri, Der Yayınları: İstanbul, 2015.
- Dickey, D.A.;
Fuller, W.A.;
“Distribution of the Estimators for Autoregressive-ive Time Series With a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Assoc.**, 74, 1979, pp. 427-431
- Dickey, D.A.;
Fuller, W.A.;
“Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, **Econometrica** 49, 1981, pp. 1057–1072.
- Elliott, G.,
Rothenberg, T. J.;
J. H., Stock;
Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, **Econometrica**, 64, 1996, pp. 813-836.
- Enders, W;
Applied Econometric Time Series, Wiley, USA, 2010.

- Enders, W.;
Lee, J.;
A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 2012a, 74(4), pp. 574—599.
- Enders, W.;
Lee, J.;
The Flexible Fourier Form and Dickey—Fuller type Unit Root Tests, **Economics Letters**, 2012(b), 117(1), pp. 196-199.
- Engle, R., F.;
Granger, C., W., J.;
Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, **Econometrica**, 55(2), 1987, pp. 251–276.
- Gallant, R.;
On the Bias in Flexible Functional Form and an Essentially Unbiased form: The fFlexible Fourier Form, **Journal of Econometrics**, 15 (2), 1981, pp. 211–245.
- Granger, C., W., J.;
Newbold, P.;
Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, 2(2), 1974, pp. 111-120.
- Gregory, A., W.;
Hansen, B., E.;
Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, **Journal of Econometrics**, 70, 1996, pp. 99-126.
- Güriş, B.;
A new nonlinear unit root test with Fourier function, **Communications in Statistics-Simulation and Computation**, 48(10), 2019, pp. 3056–3062.
<https://doi.org/10.1080/03610918.2018.1473591>.
- Harvey, D., I.;
Mills, T., C.;
Unit roots and double smooth transitions, **Journal of Applied Statistics**, 29, 2002, pp. 675–683.

- Hatemi-J, A.; Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration, **Empirical Economics**, 35, 2008, pp. 497–505.
- Hepsağ, A.; Türkiye’de Enflasyon ile İşsizlik Arasındaki İlişkinin Analizi: Sınır Testi Yaklaşımı, **İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası**, 59(1), 2009, s.169-190.
- Johansen, S.; Statistical Analysis of Cointegration Vectors, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 1988, pp. 231-254.
- Kapetanios, G.; Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework, **Journal of Econometrics**, 112(2), 2003, pp. 359–379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6)
- Shin, Y.;
- Snell, A.;
- Kapetanios, G.; Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models, **Econometric Theory**, 22(2), 2006, pp. 279–303. <https://doi.org/10.1017/S0266466606060129>
- Shin, Y.;
- Snell, A.;
- Kilic, R.; Testing a Linear Unit Root Against a Stationary ESTAR Process, **Working Paper**, School of Economics, Georgia Institute of Technology, 2006.
- De Jong, R.;
- Kruse, R.; A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics, **Statistical Papers**, 52(1), 2011, pp. 71–85. doi:10.1007/s00362-009-0204-1.
- Kwiatkowski, D.;
- Phillips, P., C., B.;
- Schmidt, P.;
- Shin, Y.;
- Testing for the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, **Journal of Econometrics**, 54, 1992, pp. 159-178.

- Lee, J.;
Strazicich, M., C.; Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, **Review of Economics and Statistics** 85(4), 2003, pp. 1082-1089.
- Lee, J.;
Strazicich, M., C.; Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break, **Working Paper 04-17**, Department of Economics, Appalachian State University, Boone, North Carolina, 2004.
- Leybourne, S.;
Newbold, P.;
Vougas, D.;
Lumsdaine, R.;
Papell, D.; Unit roots and smooth transitions, **Journal of Time Series Analysis**, 19, 1998, pp. 83–97.
- Maddala, G.;
Kim, I., M.; Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis, **Review of Economics and Statistics**, 79(2), 1997, pp. 212-218.
- Narayan, P., K.;
Narayan, S.; **Unit Root Cointegration and Structural Change**, Cambridge University Press: Cambridge, 2018.
- Ng, S.;
Perron, P.; Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework, **Economic Modeling**, 22(3), 2005, pp. 423-438.
- Omay, T.; Lag length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, **Econometrica**, 69(6), 2001, pp. 1519-1554.
- Perron, P.; Fractional frequency flexible Fourier form to approximate smooth breaks in unit root testing, **Economics Letters**, 134, 2015, pp. 123–126. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.07.010>
- The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, **Econometrica**, 57, 1989, pp. 1361-1401.

- Pesaran, M., H.;
Shin, Y.;
Smith, R., J.;
Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, **Journal of Applied Econometrics**, 16, 2001, pp. 289-326.
- Phillips, P., C., B.;
Perron, P.;
Testing for a unit root in time series regression
Biometrika, 75(2), 1988, pp. 335-346.
<https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Schmidt, P.;
Phillips, P.;
LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 54, 1992, pp. 257–287.
- Sevuktekin, M.;
Nargeleçekenler, M.;
Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, Nobel Yayınevi: Ankara, 3.Baskı, 2010.
- Shin, Y.;
A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration, **Econometric Theory**, 10(1), 1994, pp. 91–115.
- Tsong, C. C.;
Lee, C. F.;
Tsai, L. J.;
Hu, T. C.;
The Fourier approximation and testing for the null of cointegration, **Empirical Economics**, 51(3), 2016, pp. 1085-1113,
- Yılcı, V.;
Petrol Fiyatları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Fourier Yaklaşımı, **Ekonometri ve İstatistik**, 27, 2017, ss. 51-67.
- Zivot, E.;
Andrews, D., W., K.;
Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, **Journal of Business and Economic Statistics**, 10, 1992, pp. 251-270.

ÖZGEÇMİŞ

Barış Erkan Yazici, Lisans eğitimini 2012 yılında İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümünde tamamlamıştır. Lisans mezuniyetinin ardından bir yıl sonra İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı'nda yüksek lisans eğitimine başlamıştır. Yüksek lisans eğitimini vermiş olduğu “Panel zaman serilerinde yeni yaklaşımların karşılaştırmalı analizi ve bir uygulama” isimli teziyle 2017 yılında tamamlamıştır. 2016 yılından bu yana Nişantaşı Üniversitesi, İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Araştırma Görevlisi olarak görev yapan Barış Erkan Yazici'nın Zaman Serileri Analizlerini temel alan ulusal ve uluslararası bilimsel çalışmaları bulunmaktadır.