

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



FOURIER BİRİM KÖK VE
KOENTTEGRASYON TESTLERİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN

HAZIRLAYAN

Prof. Dr. Fatma ZEREN

Muhammet Burak CANBAY

MALATYA-2022

**T.C
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**FOURIER BİRİM KÖK VE
KOENTTEGRASYON
TESTLERİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**Hazırlayan
Muhammet Burak CANBAY**

**Danışman
Prof. Dr. Fatma ZEREN**

MALATYA-2022

ONUR SÖZÜ

Prof. Dr. Fatma ZEREN'in danışmanlığında yüksek lisans tezi olarak hazırladığım **“FOURIER BİRİM KÖK VE KOENTTEGRASYON TESTLERİ”** başlıklı bu çalışmanın, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine uygun biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Muhammet Burak CANBAY

TEŐEKKÖR

Bu tez alıřmasında bilgi ve önerilerini hiçbir zaman esirgemeyen tez danışmanım Prof. Dr. Fatma ZEREN'e,

alıřmam sırasında benden yardımlarını hiç esirgemeyen değerli hocalarım ve araştırma görevlisi arkadaşlarıma,

Tez alıřmam sırasında maddi ve manevi olarak her zaman yanımda olan aileme,

Sonsuz teşekkür ederim.



ÖZET

Zaman serilerinde, durağanlık ve eşbütünleşmenin incelendiği birim kök ve eşbütünleşme testleri, yeni yöntemler ve yapılan çalışmalarla devamlı gelişmektedir. Tahmin denkleminde Fourier terimlerinin eklenmesiyle geliştirilen Fourier birim kök testleri ve Fourier eşbütünleşme testleri de bunlar arasındadır. Zaman serilerindeki yapısal kırılmalar serilerin zaman içindeki değişimlerin değerlendirilmesiyle incelenebilmektedir. Zaman içinde oluşan kırılmalar serilerin deterministik kısımlarında değişmelere neden olmaktadır. Fourier testleriyle model denkleminde trigonometrik terimler eklenmekte ve böylece yapısal kırılmaların sayısı, formu ve zamanı ile ilgili önsel varsayımlarda bulunma gerekliliği ortadan kalkmaktadır.

Yapılan bu çalışmada, Fourier birim kök testleri ve Fourier eşbütünleşme testleri incelenmiştir. Bu kapsamda Türkiye için 1970-2020 yıllarına ait dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişki hem geleneksel eşbütünleşme testleriyle hem de Fourier eşbütünleşme testleriyle incelenmiştir. Geleneksel ve Fourier eşbütünleşme analizleri sonucunda dış borç ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişki olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Fourier Birim Kök Testleri, Eşbütünleşme Testleri, Fourier Eşbütünleşme Testleri, Dış Borçlanma, Ekonomik Büyüme.

ABSTRACT

Unit root and cointegration tests, which examine stationarity and cointegration in time series, are constantly evolving with new methods and studies. Fourier unit root tests and Fourier cointegration tests, which are developed by adding Fourier terms to the estimation equation, are among these. Structural breaks in time series can be examined by evaluating the changes in the series over time. Breaks that occur over time cause changes in the deterministic parts of the series. With Fourier tests, trigonometric terms are added to the model equation, thus eliminating the need to make a priori assumptions about the number, form and time of structural breaks.

In this study, Fourier unit root tests and Fourier cointegration tests were examined. In this context, the long-term relationship between foreign debt and economic growth for the years 1970-2020 for Turkey has been examined with both traditional cointegration tests and Fourier cointegration tests. As a result of traditional and Fourier cointegration analyzes, it was found that there is a long-term relationship between external debt and economic growth.

Keywords: Fourier Unit Root Test, Koentegrasyon Test, Fourier Koentegrasyon Test, Economic Growth, Foreign Debt.

İÇİNDEKİLER

ONUR SÖZÜ.....	i
TEŞEKKÜR.....	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT.....	iv
İÇİNDEKİLER.....	v
KISALTMALAR	viii
TABLolar LİSTESİ	ix
GİRİŞ.....	1
1. BİRİM KÖK VE FOURİER BİRİM KÖK TESTLERİ.....	5
1.1. Zaman Serisinde Durağanlık.....	5
1.2. Zaman Serilerinde Birim Kök.....	5
1.2.1. Dickey-Fuller Birim Kök Testi.....	6
1.2.2. Genişletilmiş Dickey ve Fuller Birim Kök Testi	8
1.2.3. Phillips ve Perron Birim Kök Testi.....	8
1.2.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi	10
1.2.5. Ng ve Perron Birim Kök Testi.....	11
1.2.6. ADF-GLS Birim Kök Testi	13
1.3. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri	13
1.3.1. Perron (1989) Birim Kök Testi	14
1.3.2. Zivot ve Andrews Birim Kök Testi	15
1.3.3. Perron (1997) Birim Kök Testi.....	16
1.3.4. Lumsdaine ve Papell Birim Kök Testi.....	18
1.3.5. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi.....	19
1.3.6. Lee ve Strazicich (2004) Birim Kök Testi.....	21
1.3.7. Carrion-i Silvestre vd. Birim Kök Testi.....	22
1.3.8. Narayan ve Popp Birim Kök Testi.....	24
1.4. Fourier Birim Kök Testleri.....	26
1.4.1. Enders ve Lee Fourier Birim Kök Testi.....	26
1.4.2. Becker vd. Fourier KPSS Birim Kök Testi.....	28
1.4.3. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier ADF Birim Kök Testi	29
1.4.4. Christopoulos ve Leon-Ledesma Kesirli Fourier ADF Birim Kök Testi .	31

1.4.5.	Enders ve Lee Fourier ADF Birim Kök Testi.....	32
1.4.6.	Enders ve Lee LM Tipi Fourier Birim Kök Testi.....	33
1.4.7.	Rodrigues-Taylor Fourier Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (FGLS) Birim Kök Testi.....	34
1.4.8.	Furuoka Fourier Birim Kök Testi	35
2.	GELENEKSEL VE FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ.....	36
2.1.	Eşbütünleşme Yaklaşımı.....	36
2.1.1.	Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi.....	36
2.1.1.1.	Engle-Granger Hata Düzeltme Mekanizması	37
2.1.2.	Johansen Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi	38
2.1.3.	ARDL Sınır Testi.....	40
2.2.	Yapısal Kırılmalı Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testleri	41
2.2.1.	Gregory ve Hansen Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi.....	41
2.2.2.	Hatemi-J Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi	42
2.2.3.	Maki Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi	43
2.3.	Fourier Eşbütünleşme Testleri	45
2.3.1.	Tsong vd. Fourier Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi	46
2.3.2.	Banerjee vd. Fourier Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi	47
2.3.3.	Fourier ARDL Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi	47
2.4.	Uzun Dönem Katsayı Tahmini.....	48
2.4.1.	Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS)	49
2.4.2.	Dinamik En Küçük Kareler (DOLS)	50
2.4.3.	Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR).....	50
3.	DIŞ BORÇLANMA VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİYLE İNCELENMESİ	51
3.1.	Dış Borçlanma Kavramı.....	51
3.2.	Ekonomik Büyüme Kavramı.....	52
3.3.	Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki.....	53
3.4.	Literatür Taraması.....	55
3.5.	Veri Seti	58
3.6.	Ampirik Sonuçlar	59
SONUÇ		65

KAYNAKÇA.....	67
---------------	----



KISALTMALAR

ABD:	Amerika Birleşik Devletleri
ADF:	Augmented Dickey-Fuller
ADL:	Autoregressive Distributive Lag
AIC:	Akaike Bilgi Kriteri
ARDL:	Autoregressive Distributed Lag
CCR:	Canonical Cointegrating Regression
DF:	Dickey-Fuller
DOLS:	Dynamic Ordinary Least Squares
EKK:	En Küçük Kareler
FADF:	Fourier Augmented Dickey-Fuller
FADL:	Fourier Autoregressive Distributive Lag
FGLS:	Fourier Generalized Least Squares
FKPSS:	Fourier Kwiatkowski-PhillipsSchmidt-Shin
FMOLS:	Fully Modified OLS
GLS:	Generalizd Least Squares
KPSS:	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
LM:	Lagrange Multiplier
LP:	Lumsdaine-Papell
OECD:	Organisation for Economic Co-operation and Development
PP:	Phillips-Perron
SIC:	Schwarz Bilgi Kriteri
VECM:	Hata Düzeltme Mekanizması

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 3.1. Literatür Taraması.....	55
Tablo 3.2. Değişkenlerin Tanımlamaları ve Kaynakları.....	58
Tablo 3.3. Birim Kök Testleri.....	59
Tablo 3.4. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri.....	59
Tablo 3.5. Fourier Birim Kök Testleri.....	60
Tablo 3.6. Engle ve Granger Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	62
Tablo 3.7. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	62
Tablo 3.8. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	62
Tablo 3.9. Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	63
Tablo 3.10. Fourier ADL Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	63
Tablo 3.11. Tsong vd. (2016) Eşbütünleşme Test Sonuçları.....	63
Tablo 3.12. Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları.....	64

GİRİŞ

Zaman serisi, zamana göre sıralanmış veri dizileridir. Değişkenlerin veri şekilleri (saat, gün, ay, yıl, vb.) tekrarlı bir ölçüm ile ifade edilmektedir. Bir yıl boyunca kullanılan kredi kartına ait ekstre, bir işletmenin aylık satış verileri veya bir insanın gün içerisinde attığı adım sayısını zaman serisi verilerine örnek göstermek mümkündür. Bu şekildeki veriler ve ekonometrik varsayımlara (normallik, değişen varsyans vb.) uygun olarak zaman serisi modelleri oluşmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 47).

Zaman serileri elde edilme biçimlerine göre sürekli veya kesikli olmak üzere farklı şekillerde oluşur. Belirli bir zaman içerisinde aralıklı olarak gözlemlenebilen seri, kesikli zaman serisidir. Bu tip seriler genellikle zaman içerisinde eşit aralıklarda alınan gözlemlerden oluşur. Örneğin faiz oranları, satış hacmi, üretim miktarı gibi veriler kesikli zaman serisi verileridir. Eğer bir seri zaman içinde sürekli olarak gözlemlenebiliyorsa sürekli zaman serisidir. Örneğin; elektrik sinyalleri, voltaj, ses titreşimleri sürekli zaman serisi verileridir (Çetin, 2018: 108).

Zaman serilerinde durağanlık kavramı etkin ve tutarlı tahminler yapmak için önem taşımaktadır. Bir zaman serisinin ortalamasıyla varyansı zamanla değişiklik göstermiyorsa ve iki dönem arasındaki ortak varyans, bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de iki dönem arasındaki uzaklığa bağlıysa bu seri durağandır. Durağan olmayan bir seride durağanlığı sağlamak için; fark alma veya logaritmik dönüşüm gibi yöntemler kullanılmaktadır. Deterministik trend durumunda trendden arındırılardak seri durağanlaştırılabilir. Sabitte, trendde ya da hem sabitte hem trendde yapısal kırılmalı durağan zaman serileri için yapısal kırılmaları göz önünde bulundurmeyen birim kök testleri kullanılırsa serinin durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu durumda yapısal kırılma göz ardı edildiğinde, durağan olan serilerin genellikle durağan dışı olduğu bulgusunun elde edilmesi mümkündür. Bu problemi ortadan kaldırmak amacıyla yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran birim kök testleri geliştirilmiştir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 47).

İktisadi zaman serilerindeki yapısal kırılmalar serilerin zaman içindeki değişimlerinin incelenmesi ile analiz edilebilmektedir. Zaman içinde meydana gelen kırılmalar serilerin deterministik kısımlarında değişmelere yol açacaktır. Fourier dönüşümü ile serinin zaman boyutundaki bilgi frekans boyutuna dönüştürülmektedir.

Fourier testleri ile bu dönüşüm aracılığıyla modele trigonometrik terimler ilave edilmekte bu sayede yapısal kırılmaların sayısı, formu ve zamanı hakkında önsel varsayımlarda bulunma gerekliliği ortadan kalkmaktadır (Enders ve Lee, 2004: 2). Serinin maruz kaldığı yapısal değişimin modele kukla değişkenler ilave edilmesi ile değişimin keskin ve belirli sayıda olmak üzere ele alındığı bir takım birim kök testleri bulunmaktadır. Fourier birim kök testleri ise tahmin denklemine ilave edilen Fourier fonksiyonları aracılığıyla bu yapısal kırılmaların formu ve sayısı hakkında varsayımda bulunmadan birim kök sınavasını mümkün hale getirmektedir.

Serilerin durağanlık durumlarının birim kök testi sonucunda durağan seriler arasındaki uzun dönem ilişkisi eşbütünleşme analizi ile araştırılır. İki veya ikiden fazla sayıda düzeyde durağan olmayan serilerin doğrusal bir bileşimi durağan ise bu seriler eşbütünleşiktir. Eşbütünleşme analizi, bütünleşik zaman serileri arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığının ortaya çıkarılması amacıyla geliştirilen bir yöntem olarak literatürde yer almaktadır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını belirlemede zaman içerisinde farklı yöntemler geliştirilmiştir.

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 ve Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) tarafından geliştirilen yöntemler eşbütünleşme denkleminde ilişkinin aranmasında yapısal kırılmaya izin veren testlerdir. Ancak bu çalışmalar değerlendirildiğinde, yapısal kırılmanın kukla değişken olarak dikkate alınması nedeniyle değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkide değişimlerin ani olarak ortaya çıktığının varsayıldığı görülmektedir. Oysa iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerde ortaya çıkan yapısal değişiklikler ani olduğu gibi kademeli olarak da ortaya çıkabilmektedir. Dolayısıyla kademeli değişim durumunda, yapısal kırılmanın kukla değişken yoluyla temsil edilmesi tartışmalı hale gelmektedir. Çünkü iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkide yaşanan yapısal değişimlerin ani olarak ortaya çıkmasındansa kademeli olarak ortaya çıkması daha gerçekçi bir durum olarak değerlendirilmektedir. Ayrıca burada yapısal kırılmanın konumu, biçimi ve sayısı da eleştiri alan diğer noktalardır.

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 meydana gelecek yapısal kırılmaların sayısının, konumunun ve biçiminin önceden bilinmesine gerek kalmadan analizlere dahil edilebilmesidir.

İncelenen seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa, uzun ve kısa dönem analizleri, bu seriler arasında yer alan eşbütünleşme vektörünü de dikkate alacak biçimde gerçekleştirilmelidir. Öte yandan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra bildik regresyon denkleminin tahmin edilmesi uzun dönem ilişkisi konusunda etkin olmayan tahminlere götürmektedir. Bu nedenle eşbütünleşik değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini tahmin etmek üzere Hansen ve Phillips (1990)'ın geliştirmiş olduğu Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (Fully Modified OLS-FMOLS), Park (1992)'ın geliştirmiş olduğu Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (Canonical Cointegrating Regression-CCR) ve Stock ve Watson (1993)'un geliştirmiş olduğu Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares-DOLS) yöntemleri kullanılmaktadır

FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri, eşbütünleşme yöntemleri gibi ele alınan serilerin birinci farkta durağan olma şartına bağlıdır (Erdoğan vd., 2018: 46). EKK ile tahmin edilen bir modelin katsayılarının standart hataları sapmalı olmaktadır. Bundan dolayı yapısal kırılmaların kukla değişken şeklinde modele eklenebildiği uzun ve kısa dönem katsayıların tahmininde DOLS, FMOLS ve CCR yöntemleri eşbütünleşme ilişkisi sonucunda bağımsız değişkenlere ilişkin uzun dönem katsayıların tahmininde ve yorumlanmasında kullanılabilir (Mehmood vd., 2014: 9).

Bu çalışma üç bölümden meydana gelmektedir. Çalışmanın ilk bölümünde birim kök testleri incelenmiştir. Bu kapsamda ilk olarak geleneksel birim kök testleri, yapısal birim kök testleri ve son olarak Fourier birim kök testleri incelenmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde eşbütünleşme testleri açıklanmıştır. Bu doğrultuda ilk olarak geleneksel eşbütünleşme testleri ve sonrasında Fourier eşbütünleşme testleri ele alınmıştır. Çalışmanın son bölümünde ise uygulama bölümü yer almaktadır. Dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi

amacıyla gerek geleneksel gerekse de Fourier eşbütünleşme testleri kullanılarak analizler yapılmış, elde edilen sonuçlar raporlanmıştır.



1. BİRİM KÖK VE FOURIER BİRİM KÖK TESTLERİ

1.1. Zaman Serisinde Durağanlık

Zaman serisi analizlerinde kullanılan örneklem zamanın herhangi bir noktasından başlayarak oluşturulabilmektedir. Belirli bir örneklem verisinde ortalama ve varyansın değişmemesi durağanlık olarak adlandırılmaktadır. Aslında anakitle veya tüm örneklem incelenerek ortalama ve varyansın zaman içinde değişip değişmediğini anlamak mümkündür. Fakat uygulamada anakitlenin tamamına ya da olası bütün örneklemelere ulaşmak mümkün değildir. Bu nedenle zaman serisini ortalamasının ve varyansının zaman içinde değişmeyeceği varsayımı altında modelin geneli ile ilgili çıkarımlarda bulunmaktadır.

Durağan bir serinin ortalama, varyans ve kovaryansı aşağıdaki gibi gösterilebilir;

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = E(Y_{t+m}) = \mu_Y$$

$$\text{Varyans: } Var(Y_t) = E[(Y_t - \mu_Y)^2] = E[(Y_{t+m} - \mu_Y)^2] = \sigma_Y^2 = y_0$$

$$\text{Kovaryans: } y_m = Cov(Y_t, Y_{t+m}) = E[(Y_t - \mu_Y)(Y_{t+m} - \mu_Y)]$$

Burada y_m aralarında m dönem fark olan y_t ve y_{t+m} arasındaki kovaryanstır.

1.2. Zaman Serilerinde Birim Kök

Ekonometrik analizlerde değişkenler arasındaki ilişkilerin doğru bir şekilde belirlenebilmesi için serilerin birim köklü olmaması başka bir ifadeyle durağan olması gerekmektedir. Durağanlık, bir zaman serisinin ortalamasının, varyansının ve ortak varyansının zamana göre değişim göstermemesi, sabit kalması olarak ifade edilmektedir. Ortalaması ve varyansı zaman içerisinde değişim göstermeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de sadece iki dönem arasındaki uzaklığa dayalı bulunan olasılıklı bir süreç için durağanlıktan bahsedilmektedir (Gujarati, 2003: 250).

İktisadi zaman serilerinin genellikle durağan olmayan bir yapıda olduğu gözlemlenmiştir. Önceleri zaman serilerinin durağanlığını araştırmak için günümüzde en çok tercih edilen yöntem birim kök testleridir (Erdoğan, 2006: 31-32). Bu birim kök testlerinden bazıları; Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş (Augmented) Dickey ve Fuller (1981), Phillips ve Perron (1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) ve Ng ve Perron (1996) birim kök testleridir.

Düzye değerleri itibarıyla durağan olmayan bir zaman serisi birinci farkları alınarak durağanlaştırıldıysa, seri birinci dereceden durağan (bütünleşik / homojen) $I(1)$

şeklinde tanımlanmaktadır. Benzer şekilde, seri iki defa farkı alındıktan sonra durağanlaştırılıyorsa seri ikinci dereceden durağan I(2) olarak ifade edilmektedir. Genel olarak bir zaman serisi d kez farkı alındıktan sonra durağan hale geliyorsa seri d'inci dereceden durağan I(d) başka bir ifadeyle d'inci dereceden I(d) olarak adlandırılmaktadır (Kennedy, 1994: 214-216).

Literatürde birim kökün varlığını sıyanan testler iki sınıfta ele alınmaktadır. İlk sınıftaki testler seride bulunan yapısal kırılmaları göz önünde bulundurmeyen, Dickey ve Fuller (DF), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF), Phillips ve Perron, KPSS birim kök testi ve DF-GLS birim kök testidir. İkinci sınıftaki testler ise serideki yapısal kırılmaları göz önünde bulundurmaktadır. Bu testlerden ilki Perron (1989) testidir. Kırılma tarihinin bilindiği varsayımı altında geliştirilmiştir. Bu testin haricinde kırılma tarihinin bilinmediği varsayımı altında kırılma tarihlerinin içsel tespit edildiği testler vardır. Bu testler ise Zivot ve Andrews (1992), Lumpsdaine ve Papell (1997), Lee ve Strazicich (2003), Kapetanios (2005) ve Carrion-i ve Silvestre vd. (2009) birim kök testleridir.

1.2.1. Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) birim kök testi, zaman serilerinde birim kök araştırmasına dayalı durağanlık sınamasına yönelik olarak ilk geliştirilen yöntemdir. Hala çok yaygın olarak kullanılan bu yöntem daha sonra geliştirilen başka yöntemlerinde temelini oluşturmaktadır. Ayrıca zaman serilerinde kullanılan ilk birim kök testidir. Dickey ve Fuller testi aşağıdaki birinci dereceden otoregresif sürece dayanmaktadır;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots \quad (1.2.1.1)$$

(1.2.1.1) nolu denklem ile verilen otoregresif süreçte ε_t hata terimi sıfır ortalama ve σ^2 varyanslı, bağımsız normal rassal değişkenlerin bir dizisidir ($\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2)$). Burada ρ Y_t ye ilişkin otokorelasyon katsayısıdır. Dolayısı ile $\rho = \pm 1$ varsayımı geçerlidir. ρ tahmincisi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\hat{\rho} = (\sum_{t=1}^T y_t y_{t-1}) (\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2)^{-1} \quad (1.2.1.2)$$

Burada $\rho=1$ olması halinde süreç rassal yürüyüş sürecine dönüşür. Bu durumda serinin bir birim kökü olduğu ve durağan olmadığı söylenir. (1.2.1.1) nolu denklemin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılarak aşağıdaki denklemler elde edilir.

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2.1.3)$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2.1.4)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2.1.5)$$

Burada δ , $(\rho - 1)$ şeklinde ifade edilmektedir.

Dickey ve Fuller (1979), yapmış oldukları çalışmada üç genel denklem tanımlamışlardır ve kritik τ değerlerini hesaplayarak tablo haline getirmişlerdir. Bu denklemler; sabitli ve trendli, sabitli ve trendsiz, sabitsiz ve trendsiz denklemler şeklinde aşağıdaki gibidir;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2.1.6)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2.1.7)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2.1.8)$$

(1.2.1.6) nolu denklem sabitsiz ve trendsiz (1.2.1.7) nolu denklem sabitli ve trendli (1.2.1.8) nolu denklem ise sabitli trendli denklemi ifade eder. Bu denklemler için hesaplanan kritik değerler, sabit terim ve trendin olmadığı birinci durumda τ , sabitin olduğu durumda τ_μ , sabit terim ve trendin olduğu üçüncü durumda τ_τ olarak düzenlenmiştir (Enders, 1995: 221).

Dickey ve Fuller (1979) yapmış oldukları çalışmada, $\rho = 1$ sıfır hipotezi altında Y_{t-1} katsayısına ait hesaplanan test istatistiğini, τ (tau) istatistiği olarak adlandırmışlardır. (1.2.1.1) ve (1.2.1.5) denklemlerine bağlı hipotezler ve test istatistikleri şöyledir;

$$H_0 : \delta = 0 \quad ise \quad \tau = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}}$$

$$H_A : \rho = 1 \quad ise \quad \tau = \frac{\hat{\rho}}{S_{\hat{\rho}}}$$

DF birim kök testinde hipotez sınaması yapılırken $\rho = 1$ ve $\delta = 0$ şeklinde hipotezler sınanmaktadır. Bu durumda Dickey ve Fuller (1979) birim kök testi için hipotezler aşağıdaki gibidir;

$H_0: \rho = 1$ veya $\delta = 0$ ise Y_t serisi durağan değildir veya birim kök vardır.

$H_A: \rho < 1$ veya $\delta < 0$ ise Y_t serisi durağandır veya birim kök yoktur.

EKK yöntemi ile elde edilen ρ 'nun EKK tahmincisi normal dağılıma uymadığı için t-dağılımı kullanılamamaktadır. Hesaplanan test istatistiği, Dickey ve Fuller (1979) tarafından üretilen kritik değerler ile kıyaslanır.

1.2.2. Genişletilmiş Dickey ve Fuller Birim Kök Testi

Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981) birim kök testi, geleneksel Dickey ve Fuller (1979) testinde otokorelasyonun göz ardı edilmesinden dolayı geliştirilmiş bir testtir. Otokorelasyon problemini ortadan kaldırmanın yolu, Dickey ve Fuller (1.2.1.6 - 1.2.1.8.) denklemlerinde otokorelasyonu ortadan kaldırmaya yetecek ölçüde bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin denklemin sağ tarafına ilave edilmesidir (Dickey ve Fuller, 1981: 1065).

ADF birim kök testinde de Dickey ve Fuller birim kök testindeki gibi dikkate alınan üç farklı denklem kalıbı (sabitli ve trendli, sabitli ve trendsiz, sabitsiz ve trendsiz) vardır. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin denkleme eklenmesiyle genişletilen denklemler aşağıdaki gibi yazılır;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (1.2.2.1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (1.2.2.2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (1.2.2.3)$$

ADF birim kök testi için oluşturulan hipotezler şu şekildedir;

$H_0 : \delta = 0$ (Seri durağan değildir veya birim kök vardır.)

$H_A : \delta < 0$ (Seri durağandır veya birim kök yoktur.)

ADF testi için kullanılacak kritik değerler, Dickey ve Fuller (1981) testinin kritik değerleridir. Hesaplanan test istatistiği kritik değerle kıyaslanarak sıfır hipotezinin reddedilip reddedilmeyeceğine karar verilebilmektedir.

1.2.3. Phillips ve Perron Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) testi, sabit varyans ve hata terimleri bağımsızlığı varsayımı altında uygulanmaktadır. Fakat birçok zaman serisinde hata terimlerinin heterojen dağılımlı ve zayıf bağımlı özellik gösterdiği gözlenmiştir. Phillips ve Perron (PP) (1988) çalışmalarında hata terimleri hakkındaki varsayımları yumuşatarak DF (1979) testini genelleştirmiş ve birim kökün tespitinde parametrik olmayan bir test geliştirmişlerdir. Aşağıda verilen iki regresyon denklemi PP birim kök testi için kullanılır;

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (1.2.3.1)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2} T \right) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (1.2.3.2)$$

(1.2.3.1) ve (1.2.3.2) nolu denklemlerde $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$ parametreleri EKK regresyonu katsayıları ve T gözlem sayısıdır. Bu katsayılarla ait t istatistikleri şöyledir;

$$t_{\hat{\alpha}} = (\hat{\alpha} - \alpha) \{ \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \}^{\frac{1}{2}} / \hat{S}$$

$$t_{\hat{\mu}} = (\hat{\mu} - \mu) \{ \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \}^{\frac{1}{2}} / \hat{S}$$

$$t_{\tilde{\mu}} = (\tilde{\mu} - \mu) / (\tilde{S}^2 C_1)^{\frac{1}{2}}$$

$$t_{\tilde{\beta}} = (\tilde{\beta} - \beta) / (\tilde{S}^2 C_2)^{\frac{1}{2}}$$

$$t_{\tilde{\alpha}} = (\tilde{\alpha} - \alpha) / (\tilde{S}^2 C_3)^{\frac{1}{2}}$$

Bu denklemlerdeki $\hat{S}$ ve $\tilde{S}$, ilgili regresyonlara ait standart hataları göstermektedir. C_i terimi de $(X' X)^{-1}$ matrisinin i. köşegen elemanıdır ve $\bar{y}_{-1} = T^{-1} \sum y_{t-1}$ şeklindedir.

Phillips ve Perron (1988), (1.2.3.1) ve (1.2.3.2) nolu denklemlerden elde edilen test istatistiklerine basit dönüşümler uygulayarak aşağıdaki Z istatistiklerini tanımlamışlardır. (1.2.3.1) nolu denklem için elde edilen test istatistikleri şu şekildedir;

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

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

$$Z(t_{\hat{\mu}}) = (\hat{S} / \hat{\sigma}_{Tl}) t_{\hat{\mu}} - \hat{\lambda}' \hat{\sigma}_{Tl} m_y / \bar{m}_{yy}^{\frac{1}{2}} m_{yy}^{\frac{1}{2}}$$

(1.2.3.2) nolu denklem için elde edilen test istatistikleri şu şekildedir;

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

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{S} / \tilde{\sigma}_{Tl}) t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_{Tl} / M^{\frac{1}{2}}$$

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

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

Bu denklemlerde bulunan; $m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2$, $\bar{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - \bar{y})^2$, $m_y = T^{-3/2} \sum y_t$, $m_{ty} = T^{-5/2} \sum t y_t$, $M = (1 - T^{-2}) m_{yy} + 12 m_{ty}^2 + 12 (1 + T^{-1}) m_{ty} m_y - (4 + 6 T^{-1} + 2 T^{-2}) m_y^2$, $\hat{\lambda} = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_{Tl}^2 - \hat{S}^2)$, $\hat{\lambda}' = \hat{\lambda} / \hat{\sigma}_{Tl}^2$, $\tilde{\lambda} = \frac{1}{2} (\tilde{\sigma}_{Tl}^2 - \tilde{S}^2)$, $\tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda} / \tilde{\sigma}_{Tl}^2$ şeklinde ifade edilir.

Phillips ve Perron (1988) birim kök testi için hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0 : \alpha = 0$$

$$H_A : \alpha < 0$$

Hesaplanan test istatistikleri, Phillips ve Perron (1988) tarafından üretilen kritik değer ile karşılaştırılır.

1.2.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi

KPSS birim kök testi, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından 1992’de geliştirilmiştir. KPSS birim kök testinin ADF testine göre daha yüksek güç özelliklerine sahip olduğunu, Schwert (1989) yapmış olduğu çalışmasında vurgulamıştır. Çünkü ADF testinin gecikme uzunluğu seçiminin çok duyarlı olduğunu belirtmiştir. Bu sebeple KPSS birim kök testinin daha iyi güç özelliklerine sahip olduğu bulgusuna ulaşmıştır (Çil Yavuz, 2004: 241).

Kwiatkowski vd. (1992) çalışmasında ele alınan regresyon denklemi şu şekilde gösterilmektedir;

$$y_t = \beta t + r_t + \varepsilon_t \quad (1.2.4.1)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (1.2.4.2)$$

(1.2.4.1) nolu denklemde β_t deterministik trendi r_t , denklemin rassal yürüyüşü, ε_t ise durağan hatalarıdır. (1.3.4.2) nolu denklemde r_t rassal yürüyüş sürecini gösteren değişkendir, aynı zamanda $u_t \sim IID(0, \sigma^2)$ ’yi göstermektedir. Durağanlık hipotezi $\sigma_u^2 = 0$ ’dır. ε_t durağan varsayıldığı için Y_t sıfır hipotez altında trend durağan sayılmaktadır. Kwiatkowski vd. (1992) yapmış oldukları araştırmada durağanlık hipotezini sınamak amacıyla Lagrange çarpanını kullanmışlardır ve Lagrange Multiplier (LM) test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır;

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \sigma_\varepsilon^2$$

Burada hataların kısmi toplamı şu şekilde ifade edilir;

$$S_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.2.4.3)$$

LM test istatistiğinde σ_ε^2 , (1.3.4.1) regresyon denkleminde elde edilen hata varyansının tahminidir. Burada Lagrange Multiplier (LM) test istatistiğinin $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$ olduğu varsayımı altında hesaplanmaktadır. Bu varsayım sağlanmadığında σ_ε^2 yerine σ^2 kullanılır. σ^2 ise $S^2(\ell)$ ’nin tutarlı tahmincisidir ve aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$S^2(\ell) = T^{-1} e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{\ell} \sum_{t=s+1}^T w(s, \ell) e_t e_{t-s} \quad (1.2.4.4)$$

(1.2.4.4) nolu denklemdeki $S^2(\ell)$ aynı zamanda σ^2 ’nin tutarlı bir tahmin edicisidir ve zaman serilerinde geçici bağımlılığa izin verir. ℓ burada gecikme parametresidir ve $S^2(\ell)$ ’nin tutarlılığını sağlamak için $T \rightarrow \infty$ ’a giderken $\ell \rightarrow \infty$ olması

gerekmektedir. ℓ 'nin doğru hesaplanmaması durumunda otokorelasyon sorunu ortaya çıkacaktır. ℓ ise şu şekilde hesaplanmaktadır (Kwiatkowski vd., 1992: 170);

$$\ell = \text{int}[x(t/100)^{1/4}] \quad (1.2.4.5)$$

KPSS birim kök test istatistiği şu şekilde gösterilir;

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum \frac{s_t^2}{s^2(l)} \quad (1.2.4.6)$$

KPSS testine ait hipotezler şu şekildedir;

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \text{ (Seri durağandır.)}$$

$$H_A: \sigma_u^2 \neq 0 \text{ (Seri durağan değildir.)}$$

Hesaplanan test istatistiği, Kwiatkowski vd. (1992) tarafından üretilen kritik değerlerden mutlak değer olarak büyükse sıfır hipotezi reddedilmektedir.

1.2.5. Ng ve Perron Birim Kök Testi

Ng ve Perron (1996) ve Ng ve Perron (2001)'nin yaptıkları çalışmalarla geliştirilen birim kök testi, Phillips ve Perron birim kök testinde görülen boyut bozukluğunu düzeltmek ve testin gücünü artırmak için geliştirmiş oldukları bu test M testleri olarak adlandırılmaktadır.

Phillips ve Perron (1988) testinde serilerde negatif hareketli ortalama yapısı olduğunda, başka bir ifadeyle ortalama kökleri bire yaklaştığında önemli düzeyde hata teriminde boyut bozukluğu meydana gelmektedir. Bundan dolayı Ng ve Perron testi, PP testini ve bilgi kriterlerini modifiye etmektedir. Ng ve Perron (1996) yapmış oldukları çalışma ile hata terimlerinde meydana gelen bu boyut bozukluğu sorununu giderebilmek için M testlerini literatüre kazandırmışlardır.

Ng ve Perron birim kök testi dört farklı test istatistiği hesaplamışlardır. Bu testler, modifiye edilmiş Phillips-Perron Z_α testi, Bhargava (1986) testinin modifiye edilmiş hali MSB, Phillips ve Perron Z_t testi ve Ng ve Perron'un geliştirmiş olduğu MPT testleridir. Ng ve Perron birim kök testi bu dört modifiye edilmiş birim kök testlerinden oluşmaktadır (Göktaş, 2008: 52-53).

- Phillips-Perron Z_α testinin modifiyesi olan MZ_α testi aşağıdaki gibidir;

$$MZ_\alpha = (T^{-1}y_T^2 - s^2)(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_t^2)^{-1} \quad (1.2.5.1)$$

- Bhargava (1986) testinin modifiye edilmiş hali MSB testi aşağıdaki şekilde ifade edilir;

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S^2)^{1/2} \quad (1.2.5.2)$$

MSB ile PP testinin arasında şu şekilde bir ilişki vardır;

$$Z_t = MSB * Z_\alpha \quad (1.2.5.3)$$

- Phillips ve Perron (1988) test istatistiğinde bulunan Z_t 'nin modifiye edilmiş hali aşağıdaki gibidir;

$$MZ_t = Z_t + (1/2)(\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S^2)^{1/2}(\hat{\phi}_1 - 1)^2 \quad (1.2.5.4)$$

Bu denklem aynı zamanda $MZ_\alpha \times MSB$ çarpımı şeklinde ifade edilebilir.

Önerdikleri diğer test, Ng-Perron (2001) tarafından geliştirilen MPT testidir. Bu test ADF ve GLS testinin modifiye edilmiş halidir. Serinin sabitli model ve sabitli ve trendli model olma durumu incelenmiştir. Seri sabitli model ise;

$$MPT = \frac{[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{S_{AR}^2} \quad (1.2.5.5)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Seri sabitli ve trendli model ise;

$$MPT = [\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1} \tilde{y}_T^2] / S_{AR}^2 \quad (1.2.5.6)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada $S_{AR}^2 = \hat{\alpha}_k^2 / (1 - \hat{\beta}(1))^2$ 'dir.

Ng-Perron birim kök testinde temel hipotezler MZ_t ve MZ_α için serinin durağan halde bulunmadığını, MSB ve MP_t için ise serinin durağan halde bulunduğunu belirtmektedir.

AIC ve SIC bilgi kriterleri, Ng ve Perron (2001) testinde hareketli ortalama (MA) yapısı dikkate alınarak değiştirilmiştir. Bilgi kriterlerinin değiştirilmiş hali MIC şeklinde ifade edilmektedir;

$$MIC(k) = \ln(\hat{\sigma}_p^2) + \frac{C_T(\tau_T(k)+k)}{T-k_{max}} \quad (1.2.5.7)$$

Denklemden modele ilave edilen bilgi kriterlerinin değiştirilmiş versiyonu ifade edilir. Çalışmada AIC bilgi kriterinin dönüştürülmüş hali olan MAIC için $C_T = 2$ iken SIC bilgi kriterinin dönüştürülmüş edilmiş hali olarak MSIC için $C_T = \ln(T - k_{max})$ olduğu ifade edilmektedir (Ng ve Perron, 2001: 1529).

Ng ve Perron (2001) birim kök sınaması için hipotezler aşağıdaki gibidir;

$$H_0 : \alpha = 0$$

$$H_A : \alpha < 0$$

Hesaplanan test istatistiği, Ng ve Perron (2001) tarafından üretilen kritik değerler ile kıyaslanarak birim kökün olup olmadığı anlaşılmaktadır.

1.2.6. ADF-GLS Birim Kök Testi

ADF-GLS birim kök testi, serinin sabit ve trendden arındırılması amacıyla geliştirilmiştir. ADF birim kök testine göre farklılık ve üstünlükleri bulunmaktadır. Bu test, varyans tahminleri için daha iyi bir sonuç vermektedir. Ayrıca asimptotik bir dağılım sergilemesi açısından da ADF birim kök testinden daha üstündür. ADF-GLS testi için geliştirilen model aşağıdaki gibidir (Elliott vd., 1996: 813);

$$Y_t = dt + u_t \quad (1.2.6.1)$$

$$u_t = au_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2.6.2)$$

dt deterministik bileşen ve ε_t sıfır ortalamalı durağan hata terimi süreci olarak ifade edilmektedir.

Sıfır hipotezine ($a = 1$) karşı alternatif hipotez ($\tilde{a} < 1$) sınanması amaçlanmaktadır. Alternatif hipotezdeki $\tilde{a} = 1 + \tilde{c}/T$ şeklinde kullanılmaktadır. Serinin trendden arındırılması $y_t^d = y_t - \beta'Z_t$ olarak aşağıdaki gibi hesaplanır (Elliott vd., 1996: 815);

$$\tilde{Y}_t = Y_t - \beta'Z_t \quad (1.2.6.3)$$

Asimptotik optimal $a = 1$ sınavasının elde edilmesi dt değeri bilinmediği zaman zor hale gelir. Bundan dolayı $dt = \beta'Z_t$ şeklinde ifade edilmektedir. $Z_t = (1, t)$ seride sabit ve trend olması halinde göz önünde bulundurulurken seride yalnızca kesme olduğunda ise $Z_t = 1'$ şeklinde belirtilmektedir.

ADF-GLS test istatistiği aşağıdaki gibidir (Elliott vd., 1996: 819);

$$P_T = [S(\bar{a}) - \bar{a}]/s_{AR}^2 S(1) \quad (1.2.6.4)$$

$S(\bar{a})$; $S(1)$ $a = 1$ temel hipotezi tahminiyle elde edilen kalıntı kareler toplamıdır.

Hesaplanan değerler sabitli model için DF, sabit ve trendli model için Elliott vd., (1996)'nin geliştirmiş olduğu kritik değerlerle karşılaştırılır.

1.3. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

İktisadi değişkenlere ilişkin zaman serileri pek çok çeşitli faktörden etkilenecek zaman içinde kırılma gösterebilir. Bu faktörlerden bazıları savaşlar, politika değişimleri, doğal afetler, ekonomik krizler gibi durumlar olabilir. Bu tür yapısal kırılmalar serinin ortalamasının değişmesine yol açacağından geleneksel birim kök testleri kullanıldığında sıfır hipotezini reddetmek güçleşecektir. Oysa yapısal kırılmanın öncesi sonrasını içeren alt dönemde ortalama sabit kalabilir. Buna göre yapısal kırılma dikkate alındığında

serinin sabit ortalama ile durağan olduğu söylenebilir. Bu düşünceden hareketle Perron (1989) yapısal kırılmayı dikkate alan bir birim kök testi geliştirmiştir.

Perron'un bu öncü çalışmasının ardından Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine ve Papell (1997), Lee ve Strazicich (2003), Lee-Strazicich (2004) ve Carrion-i Silvestre vd. (2009) tarafından yapısal kırılmaları dikkate alan başka yöntemlerde literatüre kazandırılmıştır.

1.3.1. Perron (1989) Birim Kök Testi

Nelson ve Plosser (1982) yılında yürüttükleri ünlü çalışmalarında ABD ekonomisine ilişkin birçok ekonomik göstergenin durağan olmadığını göstermişlerdir. Perron (1989), Nelson ve Plosser'in çalışmalarında ele aldıkları bazı serilerin durağan olmamakla birlikte yapısal kırılmalar etrafında durağan hale geldiğini göstermiştir ve yapısal kırılmayı dikkate alan bir durağanlık testi geliştirmiştir. Perron (1989) birim kök testini uygularken kırılma zamanının dışsal olarak modele dahil edilmesi gerektiğini ifade etmektedir. Kırılma zamanı belirlenen dışsal değişken modele eklenmekte ve standart Dickey ve Fuller birim kök testiyle sınama yapılmaktadır (Yonar, 2012: 11).

Bu testte sıfır hipotezi altında üç farklı model gösterilmektedir. Bunlardan ilki kırılma modelidir. Bu model serinin düzeyinde dışsal bir kırılmaya olanak tanımaktadır. İkinci model değişen büyüme modelidir. Bu model serinin büyüme oranında dışsal bir kırılmaya olanak tanımaktadır. Üçüncü modelse serinin gerek düzeyinde gerekse de büyüme oranında dışsal bir kırılmaya olanak tanımaktadır (Perron, 1989: 1363).

Üç modele ait hipotezler şu şekildedir;

$$\text{Model 1: } y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (1.3.1.1)$$

$$\text{Model 2: } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (1.3.1.2)$$

$$\text{Model 3: } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (1.3.1.3)$$

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

Model 1, 2 ve 3 için alternatif hipotezler şu şekildedir;

$$\text{Model 1: } y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (1.3.1.4)$$

$$\text{Model 2: } y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (1.3.1.5)$$

$$\text{Model 3: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (1.3.1.6)$$

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

Burada T_B , kırılma zamanını göstermektedir. $D(TB)_t$, DU_t ve DT_t^* kırılmalar için meydana getirilen kukla değişkenleri belirtmek amacıyla ele alınmaktadır.

Model 1 için meydana getirilen alternatif hipotezde kırılma zamanında oluşan trend fonksiyonunun sabit değerindeki değişim $\mu_2 - \mu_1$ ile ifade edilmektedir. Model 2 için meydana getirilen alternatif hipotezde kırılma zamanında trend fonksiyonunun eğiminde olan değişim $\beta_2 - \beta_1$ ile belirtilmektedir. Model 3 için meydana getirilen alternatif hipotezdeyse trend fonksiyonunun sabit değerindeki değişimini ifade eden $\mu_2 - \mu_1$ ve trend fonksiyonunun eğiminde olan değişim se $\beta_2 - \beta_1$ 'dir (İzolluoğlu, 2019: 22).

Hesaplanan test istatistiği Perron'un (1989) oluşturmuş olduğu kritik değerlerle kıyaslanarak birim kökün varlığına karar verilir.

1.3.2. Zivot ve Andrews Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992) yapmış oldukları çalışmada, Perron'un çalışmasının aksine kırılmanın içsel olarak belirlendiği yeni bir test ortaya koymuşlardır. Zivot ve Andrews, Perron'da kullandığı üç model ile kırılma zamanını dışsal değil, veri setinden yararlanarak içsel belirleyip modele dahil etmişlerdir.

Perron'un (1989) geliştirmiş olduğu temel hipotezler Denklem (1.3.1.1 - 1.3.1.3) ile alternatif hipotezler Denklem (1.3.1.4 - 1.3.1.6) için genişletilmiş regresyonlar şöyledir;

Model A:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(T_B)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.3.2.1)$$

Model B:

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.3.2.2)$$

Model C:

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{d}^C D(T_B)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.3.2.3)$$

Zivot ve Andrews (1992), Model (B) için Perron'un (1989) ele aldığı iki aşamalı toplamsal sapmalı model yerine kademeli sapmalı modeli aşağıdaki gibi oluşturmuştur;

$$\tilde{y}_t^B = \hat{\alpha}^B \tilde{y}_{t-1}^B + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta \tilde{y}_{t-j}^B + \hat{e}_t \quad (1.3.2.4)$$

$\tilde{y}_t^B$, y'nin bir sabit zaman trendi ve DT_t^* kukla değişkene regresyondan elde edilen kalıntılardır. Perron (1989)'un önermiş olduğu model (B)'de yer alan $\hat{\alpha}^B$ 'nin asimptotik

dağılımını Perron ve Vogelsang (1991) araştırmalarında belirtmişlerdir. Fakat Zivot ve Andrews (1992)'in ele aldıkları denklemde yer alan $\hat{\alpha}^B$ 'nin asimptotik dağılımı Perron ve Vogelsang (1991)'de belirttiğinden farklıdır.

Birim kök testi için ele alınan regresyonlar aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\tilde{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.3.2.5)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\tilde{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.3.2.6)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\tilde{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\tilde{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.3.2.7)$$

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

$DU_t(\lambda)$ sabitte, $DT_t^*(\lambda)$ trendde kırılmayı belirten kukla değişkenlerdir. Zivot ve Andrews birim kök testinde kırılma zamanı TB içsel tespit edilmektedir. Mümkün kırılma tarihlerinin hepsi için ayrı bir kukla değişken ele alınarak $t=2, \dots, (T-1)$ için EKK ile T-2 tane regresyon kurulur ve y_{t-1} değişkeninin katsayısının en küçük olduğu regresyon modelinin kırılma tarihi uygun tarih şeklinde belirlenir. Başka bir ifadeyle λ , ele alınan üç modelde de α 'nın t istatistik değerinin en küçüklendiği nokta şeklinde tespit edilir.

Uygun kırılma noktasının belirlenmesinin ardından, hesaplanan t istatistiği, Zivot ve Andrews (1992)'in üretmiş olduğu kritik değerlerle kıyaslanarak karar verilir.

1.3.3. Perron (1997) Birim Kök Testi

Perron (1989) eğim ve sabitteki tekli kırılma noktasının dışsal olarak tespit edildiği görüşünün aksine Perron (1997)'de gerçekleştirdiği araştırmada, bu kırılma noktasının dışsal tespit edilemeyeceğini, veri üretim sürecinde içsel tespit edileceğini belirtmektedir (Glynn vd., 2007: 65). İçsel kırılmalı birim kök testi, analizlerde kırılma noktalarının doğru tahmin edilmesini amaçlamaktadır. Bundan dolayı, doğru tahmin için Zivot ve Andrews ve Perron (1997) birim kök testleri kırılma noktasını içsel olarak tespit etmektedir.

Perron (1997) birim kök testi için Model A, Model B ve Model C olarak üç model göz önünde bulundurulmaktadır.

Model A:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta_t + \gamma D(T_B)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1.3.3.1)$$

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

T_B trend fonksiyonundaki kırılma zamanını belirtmektedir.

Sabitli modelde tek kırılmanın kademeli gerçekleştiği varsayımı baz alınmaktadır. Burada $\alpha = 1$ temel hipotezi, t istatistik değerleriyle sınanmaktadır.

Model B:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta_t + \gamma DT_t + \delta D(T_B)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1.3.3.2)$$

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

Burada, kırılmanın gerek sabit gerekse de eğimde meydana geldiği varsayılmaktadır.

Model C:

$$Y_t = \mu + \beta_t + \gamma DT_t^* + \hat{y}_t \quad (1.3.3.3)$$

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

İlk aşamada trendden arındırma işlemi yapılmaktadır. Maksimum olabilirlik yöntemiyle tahmin edilen modelin kalıntıları tespit edilir. İkinci aşamada ise temel hipotezi, t istatistik değerleriyle sınanmaktadır.

$$\hat{y}_t = \alpha \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \hat{y}_{t-i} + e_t \quad (1.3.3.4)$$

$(\alpha = 1)$ 'in t istatistik değeri, $t_{\hat{\alpha}}(i, T_B, k)$ ($i = 1, 2, 3$) model için test gerçekleştirilir. Burada T_B ve k bilinmediğinde, T_B kırılma zamanı ve k önceden de ifade edildiği gibi gecikme parametresini belirtmektedir (Shrestha ve Chowdhury, 2005: 36-37).

Perron (1997), iki önemli sorunu göz önünde bulundurmaktadır. İlki kırılma noktasının tespit edilmesi ve ikincisi de k gecikme sayısının tespit edilmesidir. Gecikme katsayısı k'nın tespit edilmesi son gecikme katsayı değerine ait t istatistik değeri, genelden özele yaklaşımıyla uygun gecikme katsayısı k^* tespit edilir. k^* düzeyde regresyon denkleminde yer alan en son gecikmenin katsayısı anlamlı ve k^* 'dan büyük değerler için anlamsızdır. Kırılma zamanı T_B 'nin tespit edilmesi için ilk olarak $(\alpha = 1)$ hipotezinin en küçük olduğu istatistik değeri belirlenmektedir. Ardından düzey için θ ve eğim için δ test istatistik değerlerinin t_δ ve t_θ en küçük olduğu kırılma noktası tespit edilmelidir. Başka bir ifadeyle, $t_{\hat{\delta}}$ ve $t_{\hat{\theta}}$ istatistiklerinden mutlak değer olarak en büyük olanı tercih edilir (Karaaslan, 2018: 23).

Uygun gecikme sayısı ve kırılma noktasının belirlenmesinin ardından, hesaplanan test istatistiği, Perron (1997)'un üretmiş olduğu kritik değerlerle kıyaslanır.

1.3.4. Lumsdaine ve Papell Birim Kök Testi

Uzun vadeli makro serilerin durağanlığının sınanmasında tek kırılmalı birim kök testlerini kullanmak, sonuçların hatalı olmasında etkili olabilmektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997: 212). Bu durumda bulunan serilerde iki kırılma olması Zivot ve Andrews birim kök testinin gücünü azaltabilmektedir. Lumsdaine ve Papell yapmış oldukları çalışmada bu durumu engellemek için kırılma zamanının içsel belirlenebildiği ve seride iki yapısal kırılma olmasına izin veren bir birim kök testi öne sürmüşlerdir.

Lumsdaine ve Papell (LP) birim kök testi yönteminde AA ve CC olarak adlandırılan modeller kullanılmıştır. AA modeli yalnızca düzeyde iki kırılmaya olanak tanırken, CC modeli gerek düzeyde gerekse de eğimde iki kırılmaya olanak tanımaktadır (Yılancı, 2009: 328).

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

$$\text{Model CC: } \Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_2 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \phi_1 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

şeklinde ifade edilir.

$DT1_t$ ve $DT2_t$ kukla değişkenleri TB1 ve TB2 kırılma zamanlarının trend değişkenindeki kaymaları tespit etmek için modele ilave edilmiştir. $DU1_t$ ve $DU2_t$ kukla değişkenleri ise TB1 ve TB2 kırılma zamanlarının düzeyde oluşan yapısal değişimleri belirlemektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997: 213).

$DU1_t$, $DU2_t$, $DT1_t$ ve $DT2_t$;

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & t > TB1 \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad DU2_t = \begin{cases} 1 & t > TB2 \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$
$$DT1_t = \begin{cases} 1 & t > TB1 \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad DT2_t = \begin{cases} 1 & t > TB2 \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

şeklinde ifade edilir.

Modeller, kırılma tarihleri ($TB1, TB2$) için tahmin edilir. Kırılma tarihleri, α 'nın t istatistiğini en küçük yaptığı değerler olarak belirlenir. Gecikme uzunluğu olan k 'yı belirlemek için önsel olarak üst bir sınır tespit edilir ve regresyona eklenen son gecikmeli değerin anlamlılığı test edilir. Anlamlı olması durumunda bu değer regresyonun gecikme uzunluğu şeklinde belirlenir; aksi durumdaysa gecikme uzunluğu, en son gecikme uzunluğu anlamlı olana dek regresyondan çıkarılır. Hiçbir gecikmenin anlamlı olmaması durumunda, $k = 0$ şeklinde belirlenir (Ben ve David vd., 2003: 306).

Modeller ve test istatistikleri $k_0 = [T, \delta_0]$, $k_1 \neq k_2$ ve $k_1 \neq k_2 + 1$ şartları göz önünde bulundurularak $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ için (k_1 ve k_2) çiftleri hesaplanarak belirlenir. T örnek boyutu, δ_0 regresyon modeli için örnek boyutunun başlangıç parçası olarak ifade edilmektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997: 213). $\delta_1 = TB1/T$ ve $\delta_2 = TB2/T$ ifadeleri serinin kırıldığı parçaları belirtmektedir. $0 < \delta_0 \leq \delta_1, \delta_2 \leq (1 - \delta_0) < 1$ kısıtı ile katsayılarda meydana gelen değişimin örneklemin uç kısımlarında olmasına engel olunur. δ_0 'ın değeri 0.01 olarak, kırılma değeri ise $k_0 = [T\delta_0]$ olarak ele alınır.

Model CC'den DU2 ve DT2 terimleri çıkarıldığında, Zivot ve Andrews birim kök testindeki denklem (1.3.2.9) elde edilecektir. Ayrıca DT1 çıkarılırsa Model A, DU1 çıkarılırsa Model B elde edilecektir. Model CC'den DT2'nin çıkarılmasıyla Model CA elde edilmektedir. Lumsdaine ve Papell (1997) testinde model seçimi yapılabilmesi için, birim kök hipotezinin en güçlü reddedildiği model, uygun model şeklinde belirlenir.

İncelenen serinin y_t yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu belirten temel hipotez, y_t 'nin trend fonksiyonunda iki farklı zamandaki kırılmayla trend durağan olduğunu belirten alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır. Elde edilen α 'nın t istatistiği, Lumsdaine ve Papell (1997) tarafından üretilen kritik değerler ile karşılaştırılır.

1.3.5. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews birim kök testinde, birim kökün bulunduğunu savunan hipotezde yapısal kırılma olmadığını varsaymıştır. Bu testin Perron (1989) testinden farkı, kırılmaların içsel olmasıdır. Zivot ve Andrews birim kök testi içsel olarak tek kırılmaya olanak tanıyorken, Lee ve Strazicich (2003) birim kök testi içsel olarak iki kırılmaya olanak tanımaktadır. Lee ve Strazicich (2003) yapmış oldukları çalışmada, Perron (1989)'da ifade edilen A, B ve C modellerini kullanmışlardır. Lee ve Strazicich (2003) çalışmasında sıfır hipotez ve alternatif hipotez altında kırılmalara olanak tanıyan ve içsel olarak kırılmaların tespit edildiği iki kırılmalı Lagrange çarpanı (LM) birim kök testini öne sürmüşlerdir. Bu birim kök testi için veri oluşturma süreci şu şekildedir;

$$y_t = \delta'Z_t + e_t \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3.5.1)$$

Burada Z_t , dışsal değişkenler vektörü ve kalıntılar $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ 'dir. Lee ve Strazicich yalnızca A ve C modellerini kullanmışlardır. Model A, sabit durumda çift kırılmaya izin vermektedir. Model C ise sabitli ve trendli durumda çift kırılmaya izin vermektedir (Canpolat, 2017: 38).

Model A düzeyde iki kırılmaya olanak tanımaktadır. Model $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ şeklinde ifade edilir. Burada T_{Bj} kırılmanın meydana geldiği zamanda bulunan zaman periyodunu göstermek üzere;

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

şeklindedir.

Model C sabitte ve trendde iki kırılmaya olanak tanımaktadır. Model $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ şeklinde ifade edilir. Burada;

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

şeklindedir.

Veri oluşturma sürecinde kırılmaları içeren sıfır hipotez $\beta = 1$, alternatif hipotez ise $\beta < 1$ şeklinde ifade edilir. Model A için B'nin değerine bağlı olarak sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir;

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

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

Bu denklemlerde bulunan v_{1t} ve v_{2t} , durağan hata terimleridir.

$$B_{jt} = \begin{cases} 1, & t = T_{Bj} + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad j=1,2 \text{ ve } d = (d_1, d_2)$$

Model A'da olduğu gibi sıfır ve alternatif hipotezler altında model C, B'nin değerine bağlı olarak aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$$

$$H_A : y_t = \mu_1 + yt + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + DT_{1t} + DT_{2t} + v_{2t}$$

LM birim kök test istatistiği aşağıdaki regresyon modelinden elde edilir;

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \bar{S}_{t-1} + u_t \quad (1.3.5.2)$$

Bu denklemde $\bar{S}_{t-1} = y_t - \bar{\psi}_x - Z_t \bar{S}_{t-1}$, $t = 2, \dots, T$ şeklinde ifade edilir. $\bar{\delta}$ burada Δy_t 'nin ΔZ_t 'ye göre regresyon modelinden elde edilen katsayılarıdır. $\bar{\psi}_x$, $y_1 - Z_1 \delta$ ile elde edilir. Burada y_1 ve Z_1 , y_t ve Z_t 'nin ilk elemanlarıdır (Yılancı, 2009: 330).

Birim kökün sıfır hipotezi $\phi = 0$ ile gösterilir. LM test istatistiği aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$\bar{p} = T \bar{\phi} \quad (1.3.5.3)$$

$$\bar{\tau} = \phi = 0 \quad (1.3.5.4)$$

Kırılma noktalarını belirlemek için $\bar{\tau}$ test istatistiğinin minimum olduğu noktalara bakılmaktadır;

$$LM_p = \inf \tilde{p}(\lambda) \quad (1.3.5.5)$$

$$LM_{\tau} = \inf \tilde{\tau}(\lambda) \quad (1.3.5.6)$$

Burada $\lambda = T_B/T$ 'dir. T_B kırılma zamanını, T ise gözlem sayısını gösterir. Lee ve Strazicich (2003) çalışmalarında bu testin kritik değerlerini vermiştir.

1.3.6. Lee ve Strazicich (2004) Birim Kök Testi

Lee ve Strazicich (2004) yaptıkları çalışmada trendde ve sabitte meydana gelen tek bir yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği minimum Lagrange Multiplier (LM) birim kök testini geliştirmişlerdir. Lee ve Strazicich (2003) birim kök testi iki kırılmaya izin veriyorken, Lee ve Strazicich (2004) birim kök testi tek kırılmaya izin vermektedir. Geliştirmiş oldukları bu birim kök testinde, sıfır hipotezin reddedilmesi serinin trend durağan olduğunu belirtmektedir.

Lee ve Strazicich (2004) birim kök testinin veri oluşturma süreci şu şekildedir;

$$y_t = \delta'Z_t + X_t \quad (1.3.6.1)$$

$$X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3.6.2)$$

Modelde Z_t dışsal değişkenleri belirtirken, ε_t ise hata terimini belirtmektedir. Birim kök sıfır hipotezi $\beta = 1$ olarak tanımlanmaktadır. İki yapısal değişim modeli ele alınmıştır. Bunlardan biri kırılmalı model olan Model A, alternatif hipotez altında sabitte bir zaman değişimine olanak tanıyan modeldir. Model A; $Z_t = [1, t, D_t]$ olarak ifade edilmektedir. $D_t = \begin{cases} 1, & t \geq T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$ dır ve T_B ise yapısal kırılmanın tarihini gösteren terimdir.

İkincisi Model C'dir. Model C alternatif hipotez altında trendde ve sabitte değişime olanak tanıyan modeldir.

Model C; $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]$ şeklinde tanımlanabilir. Burada, $D_t = \begin{cases} t - T_B, & t \geq T_B + 1 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$ olarak belirtilir.

LM birim kök test istatistiği aşağıdaki regresyon modelinden elde edilir;

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (1.3.6.3)$$

Burada $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ $t = 2, \dots, T$ 'dir. $\tilde{\delta}$ ise Δy_t 'nin ΔZ_t üzerindeki regresyonundan elde edilen katsayılarıdır. Birim kök sıfır hipotezi $\phi = 0$ şeklinde tanımlanır.

(1.3.6.3) regresyon modelinden elde edilen LM test istatistiği aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$\bar{\tau} = \phi = 0 \quad (1.3.6.4)$$

Bu testte mümkün olan bütün kırılma noktalarında minimum olan test istatistiği seçilmelidir. Bu test istatistiği aşağıdaki şekilde gösterilebilir;

$$\text{Inf} \tilde{\tau}(\tilde{\lambda}) = \text{Inf} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (1.3.6.5)$$

Burada $\lambda = T_B/T$ 'dir. Bu test istatistiği, Lee ve Strazicich (2004) tarafından üretilen kritik değerlerle kıyaslanarak birim kökün varlığı sınanır;

1.3.7. Carrion-i Silvestre vd. Birim Kök Testi

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çalışmalarında, kırılma tarihlerinin içsel tespit edildiği beş adet yapısal kırılmaya olanak tanıyan bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Testin hipotezleri şöyledir;

H_0 : Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır.

H_A : Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

Bu testte kullanılan stokastik veri oluşturma süreci aşağıda belirtildiği gibidir;

$$y_t = d_t + u_t$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (1.3.7.1)$$

Burada u_t gözlenemeyen sıfır ortalaması olan bir süreç ve v_t hata terimidir (Canpolat, 2017: 42).

Carrion-i Silvestre vd. (2009) Model 0, Model 1 ve Model 2 olarak üç ayrı model tanımlamışlardır. Model 0 düzeyde değişime, Model 1 eğimde değişime, Model 2 ise gerek eğimde gerekse de düzeyde değişime izin verir.

Model 1 ve Model 2 için gösterilen kukla değişkenler aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$DU_t(T_j^0) = \begin{cases} 1, & t > T_j^0 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}, \quad DT_t^*(T_j^0) = \begin{cases} t - T_j^0, & t > T_j^0 \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$T_j^0 = [T \lambda_j^0]$ şeklinde j. kırılma tarihini gösterir. (1.4.6.1) nolu denklemde bulunan deterministik bileşen aşağıdaki gibidir;

$$d_t = z_t'(T_0^0)\psi_0 + z_t'(T_1^0)\psi_1 + \dots + z_t'(T_m^0)\psi_m = z_t'(\lambda^0)\psi \quad (1.3.7.2)$$

Burada $z'_t(\lambda^0) = [z'_t(T_0^0), \dots, z'_t(T_m^0)]'$ ve $\psi = (\psi'_0, \dots, \psi'_m)'$. Deterministik bileşenler ve ilişkili katsayılar $z_t = (T_0^0) \equiv z_t(0) = (1, t)'$ ve $\psi_0 = (\mu_0, \beta_0)'$ ile tanımlanmaktadır ve şu şekilde ifade edilmektedir;

$$z_t(T_j^0) = \begin{cases} DU_t(T_j^0), & \text{model 0 için} \\ DT_t^*(T_j^0), & \text{model 1 için}, \\ \left(DU_t(T_j^0), DT_t^*(T_j^0) \right)', & \text{model 2 için} \end{cases} \quad 1 \leq j \leq m$$

Model 0'da $\psi_j = \mu_j$, Model 1'de $\psi_j = \beta_j$ ve Model 2 ise $\psi_j = (\mu_j, \beta_j)'$ şeklindedir.

Carrion-i Silvestre vd. birim kök testinde beş test istatistiği tanımlamıştır. Bunlardan ilki Perron ve Rodrigez'in (2003) geliştirmiş olduğu test istatistiğidir;

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \{S(\bar{a}, \lambda^0) - \bar{a}S(1, \lambda^0)\}/S^2(\lambda^0) \quad (1.3.7.3)$$

Bu denklemde bulunan $S^2(\lambda^0)$, v_t 'nin sıfır frekansındaki spektral yoğunluğunun bir tahminidir.

$$s(\lambda^0)^2 = s_{ek}^2 / (1 - \sum_{j=1}^k \hat{b}_j)^2 \quad (1.3.7.4)$$

Burada, $s_{ek}^2 = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{t,k}^2$ ve $\{\hat{b}_j, \hat{e}_{t,k}^2\}$ aşağıdaki regresyondan elde edilir;

$$\Delta \tilde{y}_t = b_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{t,k} \quad (1.3.7.5)$$

Diğer dört test istatistiği Ng ve Perron (2001)'un analiz ettiği ve Perron ve Rodrigez'in (2003) önermiş olduğu M-sınıf testleri kullanılarak modellenmiştir.

$$MZ_a^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) (2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1} \quad (1.3.7.6)$$

$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = (s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{1/2} \quad (1.3.7.7)$$

$$MZ_t^{GLS}(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) (4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2)^{-1/2} \quad (1.3.7.8)$$

$$\tilde{y}_t = y_t - \tilde{\psi}' z_t(\lambda^0) \quad (1.3.7.9)$$

$$MP_T^{GLS}(\lambda^0) = [\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2] / s(\lambda^0)^2 \quad (1.3.7.10)$$

Test istatistikleri, Stock (1999) çalışmasında bulunan M-testlerinin ifade edilmesine yol açan aynı hareket noktasına dayanmaktadır. Başka bir ifadeyle iyi bilinen birim kök testleriyle aynı asimptotik dağılımlı örneklem momentlerinin fonksiyonlarını sağlamaktadır. $MP_T^{GLS}(\lambda^0)$ önem taşımaktadır. Çünkü bu test istatistiğinin limit dağılımı optimal noktaya ilişkin uygun testin limit dağılımıyla uyumludur (Carrion-i-Silvestre vd., 2009: 1764).

Hesaplanan test istatistikleri, Carrion-i Silvestre vd. (2009)'nin üretmiş olduğu kritik değerler ile kıyaslanır.

1.3.8. Narayan ve Popp Birim Kök Testi

Narayan ve Popp (2010) birim kök testi, ADF tipi birim kök testini geliştirerek seride iki kırılmanın bulunduğu ve içsel tespit edildiği durum için geliştirilmiştir. Bu bağlamda gerek sabitte gerekse de sabit ve trendde iki kırılma ele alınmaktadır. Kırılmaların kademeli gerçekleştiği varsayılmaktadır.

Narayan ve Popp birim kök testinin sürecini şu şekilde açıklamak mümkündür;

Y_t şeklinde belirtilen bir zaman serisinin veri üretme süreci deterministik (d_t) ve stokastik (u_t) olarak iki bileşenli olduğu belirtilir;

$$Y_t = d_t + u_t \quad (1.3.8.1)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3.8.2)$$

$$\varepsilon_t = \Psi^*(L)e_t = A^*(L)B(L)e_t \quad (1.3.8.3)$$

Burada $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ varsayılır. Bu kapsamda $A(L)$ ve $B(L)$ sırayla p. ve q. dereceden gecikme polinomlarıdır ve Narayan ve Popp birim kök testiyle trend verileri iki şekilde ele alınır. Bunlardan birincisi M_1 sabitte iki kırılma, M_2 ise gerek sabitte gerekse de trendde iki kırılma olarak ele alınmaktadır. Deterministik bileşen d_t her iki model için farklıdır (Suresh ve Shyjalan, 2015: 147).

$$d_t^{M_1} = a + \beta t + \Psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t}) \quad (1.3.8.4)$$

$$d_t^{M_2} = a + \beta t + \Psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}) \quad (1.3.8.5)$$

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

Burada $T'_{B,i}$ ($i=1,2$) ile gerçek kırılma tarihleri ifade edilir. i düzeyde ve γ_i trendde kırılmayı belirtmektedir.

Model $d_t^{M_1}$ ve $d_t^{M_2}$ kırılmaların zaman içerisinde kademeli olarak gerçekleşmektedir. Yani serinin şoklara göstermiş olduğu tepkinin kademeli şekilde gerçekleştiği varsayılmaktadır (Narayan ve Popp, 2010: 1425-1426). M_1 ve M_2 birim kök hipotezi için (1.3.8.1) ve (1.3.8.5) denklemleri ele alınmaktadır.

Narayan ve Popp için model ise aşağıdaki gibidir:

$$y_t^{M_1} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T'_B)1,t + \theta_2 D(T'_B)2,t + \delta_1 DU'_{1,t-1} + \delta_2 DU'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (1.3.8.6)$$

Burada $\Psi^*(1)^{-1}$ gecikme polinomudur ve ortalama gecikme aşağıdaki gibi ifade edilir;

$$\alpha_1 = \Psi^*(1)^{-1}[(1 - \rho)\alpha + \rho\beta]\Psi^*(1)^{-1}(1 - \rho)\beta \quad (1.3.8.7)$$

$$\beta^* = \Psi^*(1)^{-1}(1 - \rho)\beta, \phi = \rho - 1 \text{ ve } \delta_i = -\phi\theta_i \quad (1.3.8.8)$$

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

M_2 için kademeli sapmalı Narayan ve Popp Model CC şu şekildedir;

$$y_t^{M_2} = \rho y_{t-1} + \alpha^* + \beta^* t + \kappa_1 D(T'_B)1, t + \kappa_2 D(T'_B)2, t + \delta_1^* DU'_{1,t-1} + \delta_2^* DU'_{2,t-1} + \gamma_1^* DT'_{1,t-1} + \gamma_2^* DT'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (1.3.8.8)$$

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

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

Model $y_t^{M_1}$ ve $y_t^{M_2}$ denklemlerinde bulunan T'_B kırılma noktalarını belirtirken θ_i ve γ_i parametreleriyle sabitte ve trendde kırılmaları belirtmektedir.

Narayan ve Popp (2010) birim kök testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir;

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

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

Denklemler $y_t^{M_1}$ ve $y_t^{M_2}$, sıfır hipotezini alternatif hipoteze karşı test etmek için t-istatistikleri ele alınır. $y_t^{M_1}$ ve $y_t^{M_2}$ denklemleri $\hat{\rho}$ 'nun t istatistik değeri için $t_{\hat{\rho}}$ değeri hesaplanmaktadır

Gerçek kırılma zamanının bilinmediğinde, $y_t^{M_1}$ ve $y_t^{M_2}$ denklemlerinde $T'_{B,i}$, birim kök testinin uygulanabilmesi için $\hat{T}'_{B,i}$ ($i=1,2$) tahminleri ile değiştirilmelidir (Suresh ve Shyjalan, 2015: 148). Kırılma tarihleri tespit edilirken hiçbir şart olmadan en büyük F istatistik değerinin belirlendiği uygun kırılma tarihi eş zamanlı şekilde potansiyel her kırılma noktasındaki ($T'_{B,1}$ ve $T'_{B,2}$) bileşimi ile tespit edilir.

$$\hat{T}'_{B,1} = \begin{cases} M_1 \text{ için,} & \arg. \max_{\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2} F \\ M_2 \text{ için,} & \arg. \max_{\hat{\kappa}_1, \hat{\kappa}_2} F \end{cases} \quad (1.3.8.9)$$

Tek kırılmalı bir yapısal süreçte M_1 için kukla değişken θ_1 ve M_2 için ise κ_1 'in mutlak değeri olarak en büyük olduğu değeri test istatistik değeri ele alınır. Bu bağlamda M_1 için $\theta_2 = \delta_2 = 0$ ve M_2 için ise $\kappa_2 = \delta_0^* = 0$ varsayımı altında şu şekilde belirtilir;

$$(T'_{B,1}, T'_{B,2}) = \begin{cases} M_1 \text{ için,} & \arg. \max_{T_{B,1}} |t_{\hat{\theta}_1}(T_{B,1}, 1)| \\ M_2 \text{ için,} & \arg. \max_{T_{B,1}} |t_{\hat{\kappa}_1}(T_{B,2}, 1)| \end{cases} \quad (1.3.8.10)$$

Test süreci ilk kırılma için $T_{B,1}$ 'in tespit edilmesinin ardından $T_{B,2}$, başka bir ifadeyle ikinci kırılma noktası tahmin edilmektedir. M_1 için kukla değişken θ_1 ve M_2 için ise κ_1 'in mutlak değer olarak en büyük t değerlerine göre karar verilmektedir (Narayan ve Popp, 2010: 1427).

1.4. Fourier Birim Kök Testleri

Yapısal kırılmaların göz önünde bulundurulmadığı durumlarda birim kök testlerinin güç kaybettiği Perron (1989) tarafından yapılan çalışma ile belirtilmiştir. Kırılmaların keskin olmadığı ve daha yumuşak geçişler yaşandığında birim kök testleri geçerliliklerini kaybetmektedir (Kızılkaya, 2019: 21). Bu gibi durumlarda doğrusal olmayan birim kök testleri uygulanıp geliştirilmeye başlanmıştır. Fakat kırılmaların yapısının ve sayısının önceden bilinmediği zamanlarda doğrusal olmayan birim kök testleri de durağanlık sınamaları için istenilen derecede güçlü değildir.

Becker vd. (2006) bilinmeyen sayı ve yapıdaki kademeli kırılmaları ve deterministik faktörleri belirlemek amacıyla Fourier tipi bir fonksiyonu KPSS birim kök testine uygulamışlardır. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), gerek yapısal kırılmaları gerekse de doğrusal dışı olma durumunda yapılan düzeltmeleri modele ekleyen Fourier birim kök testi önermişlerdir. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011), seride bilinmeyen sayıda kırılma ve asimetrik yakınsama hızına olanak tanıyan Fourier birim kök testi geliştirmişlerdir. Enders ve Lee (2012a), Fourier tipi bir fonksiyon kullanılarak bu Fourier tipi fonksiyonu ADF birim kök testine eklemişlerdir. Rodrigues ve Taylor (2012) bilinmeyen sayı ve formdaki kademeli kırılmaların ve deterministik bileşenlerin bulunabilmesi amacıyla GLS birim kök testine Fourier terimleri ekleyerek birim kök testi önermişlerdir.

1.4.1. Enders ve Lee Fourier Birim Kök Testi

Enders ve Lee (2004)'nin geliştirmiş olduğu birim kök testi, yapısal kırılma sayısının bilinmediği duruma olanak tanımaktadır. Serilerin davranışlarını en iyi biçimde belirleyebilmek amacıyla Fourier yaklaşımındaki tek bir frekans bileşenini kullanmayı öne sürmüşlerdir. Birim kök testleri uygulanırken, kırılma tarihlerini tespit etmek, kırılma sayısı, yapısı ve modelleme işlemleri sorun oluşturmaktadır. Enders ve Lee (2004)'nin önermiş oldukları test ile birlikte bu sorunların hepsini, tahmin denklemine uygun frekans bileşeninin tespit edilmesine dönüştürmüşlerdir. Bu test yapısal kırılma sayısını ve yapısının tespit edilmesini gerektirmemekte ve Fourier

fonksiyonu kullanılmaktadır. Enders ve Lee (2004) Fourier birim kök testi, daha çok kırılmalar kademeli olduğunda kullanımı daha uygundur. Ani değişim durumunda kukla değişken kullanan klasik yöntemler yapısal değişimleri belirlemede daha uygundur. Fakat yapısal kırılmalar daha yumuşak bir formdaysa, Enders ve Lee (2004)'nin önermiş olduğu bu test daha yüksek güç özelliklerine sahip olmaktadır.

Veri yaratma süreci aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (1.4.1.1)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4.1.2)$$

Testin temel ve alternatif hipotezleri şu şekildedir;

$$H_0: \beta = 1 \text{ (Birim kök var)}$$

$$H_A: \beta < 1 \text{ (Birim kök yok)}$$

Enders ve Lee (2004) bu hipotezleri sınamak için birincisi Lagrange Multiplier (LM) testi ve diğeri Dickey ve Fuller test prosedürü olarak iki farklı test prosedürü önermişlerdir.

LM testi için iki aşamalı tahmin yöntemini ele almışlardır. İlk aşamada tahmin edilen ilk farklar regresyonu aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \quad (1.4.1.3)$$

Serinin trenden arındırılmış hali şu şekildedir;

$$\tilde{\delta}_t = y_t + \tilde{\Psi} - \tilde{\delta}_0 t - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), t=2, \dots, T \quad (1.4.1.4)$$

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

Ψ , y_t 'den çıkarılarak ilk değerin etkisi kontrol edilir.

İkinci aşamadaysa tahmin edilen regresyon denklemi aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t = \phi \tilde{\delta}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (1.4.1.5)$$

Serinin durağan olmadığını belirten $\phi = 0$ temel hipotezi altında LM test istatistiği τ_{LM} şeklindedir. $\phi = 0$ temel hipotezi test eden t test istatistiğidir. Kritik değerler ise Enders ve Lee (2004) tarafından üretilmiştir.

Dickey ve Fuller testi için ele alınan model şu şekildedir;

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (1.4.1.6)$$

Burada k frekans sayısı ve T örneklem boyutu olarak belirtilmektedir. $k=1$ olarak tespit edilirse test doğrudan uygulanır. k değerinin belirlenmesinin ardından izlenecek aşamalar aşağıdaki gibidir;

- $1 \leq k \leq 5$ aralığında yer alan değerlerin hepsi için (1.4.1.6) modeli tahmin edilir. Tüm değerler için tahmin edilen bütün regresyonlardan en küçük kalıntı kareler toplamına sahip regresyonun frekans değeri, uygun $\hat{k}$ şeklinde tespit edilir. Eğer seri otokorelasyonlu ise modele Δy_t 'nin gecikmeli değerleri ilave edilir.
- $c_3 = c_4 = 0$ temel hipotezi için F testi uygulanır.
- τ_{DF} , (1.4.1.6) denkleminde yer alan ($\rho = 0$) temel hipotezin t istatistiğidir.

Hesaplanan test istatistikleri, Enders ve Lee (2004) tarafından üretilen kritik değerlerle kıyaslanır.

1.4.2. Becker vd. Fourier KPSS Birim Kök Testi

Becker vd. (2006) KPSS durağanlık testini geliştirmek üzere Fourier fonksiyonlarını birim kök testlerine dahil etmişlerdir (Becker vd., 2006: 382). Fourier fonksiyonunun ele alınmasının ana nedeni, bu fonksiyonun bilinmeyen fonksiyonların hareketini yakalayabilmesidir. Fourier KPSS (FKPSS) durağanlık testi yalnızca ani değişimleri değil ayrıca yavaş değişimleri de belirleyebilmekte ve yapısal değişimlerin konumu, sayısı ve şekli testin gücüne etki etmemektedir (Yılancı, 2017: 56). Fourier fonksiyonlarının kullanılmasıyla kırılma sayısında ani değişimler artık önemli olmamaktadır.

Becker vd. için KPSS testi için veri oluşturma süreci aşağıdaki gibidir;

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (1.4.2.1)$$

Burada ε_t durağan hata terimi ve u_t bağımsız özdeş dağılımlı σ_u^2 varyanslı hata sürecidir. y_t teriminin durağan olduğunu göstermek için $X_t' = [1]$, trend durağan olduğunu göstermek için ise $X_t' = [1, t]$ ifadesi kullanılmaktadır. $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]'$, T örneklem büyüklüğünü göstermektedir. Bu denklem dikkate alınarak ve $\sigma_u^2 = 0$ varsayımı altında (1.4.2.1) nolu denklemdeki regresyon denklemi genişletilerek aşağıdaki formda yazılabilir;

$$y_t = \alpha_0 + \beta t + y_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + y_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + r_t + \varepsilon_t \quad (1.4.2.2)$$

Bu denklemde bulunan βt terimi denklemin trend içermesi durumunda denkleme eklenir. Denklem (1.4.2.2)'de bulunan r_t süreci aşağıdaki gibi ilerlemektedir;

$$y_t = \alpha_0 + y_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + y_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + r_t + \varepsilon_t \quad (1.4.2.3)$$

Burada denklem (1.4.2.2)'de trend durağan süreç, denklem (1.4.2.3)'de ise düzey durağan süreç tahmin edilir.

FKPSS birim kök test istatistiği şöyledir;

$$\tau_\mu(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \bar{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2} \quad (1.4.2.4)$$

Burada $\bar{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \bar{e}_j$ 'dir. $\bar{e}_j$ ise (1.4.2.2 ve 1.4.2.3)'de bulunan regresyonlara ait EKK kalıntıları gösterir. $\tilde{\sigma}^2$ ise, Becker vd. tarafından l ve w_j ağırlık dizisini ve gecikme parametresini kullanarak $\tilde{\sigma}^2$ 'nin parametrik olmayan tahmini şu şekildedir;

$$\tilde{\sigma}^2 = \alpha_0 + 2 \sum_{j=1}^l w_j \tilde{a}_j \quad (1.4.2.5)$$

Zaman serisinin sabitli ve hem sabitli hem trendli yapısına göre t istatistiklerinin hesaplandığı FKPSS birim kök testinde sıfır hipotez “seride birim kök bulunmamaktadır” şeklindedir ve alternatif hipotez karşısında sınanmaktadır. Test istatistiği, Becker vd. tarafından üretilen kritik değerler ile kıyaslanarak sınama gerçekleştirilir.

1.4.3. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier ADF Birim Kök Testi

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), serilerde değişimlerin ve keskin olmayan yumuşak geçişlerin belirlenebilmesi amacıyla bilinmeyen fonksiyonel yapı, yapısal kırılmalarının sayısının bilinmediği duruma olanak tanıyan Fourier tabanlı birim kök testi öne sürmüşlerdir.

Model aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$y_t = \delta(t) + v_t \quad (1.4.3.1)$$

Bu denklemde $v_t \sim N(0, \sigma)$ ve $\delta(t)$ zaman ile değişen deterministik bir bileşendir. Christopoulos ve Leon-Ledesma Fourier fonksiyonlarını kullanarak $\delta(t)$ 'yi aşağıdaki gibi tahmin etmişlerdir;

$$\delta(t) = \delta_0 + \sum_{k=1}^G \delta_1^k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^G \delta_2^k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.4.3.2)$$

Burada t zaman terimini, T örneklem sayısını, k frekans sayısını ifade etmektedir. (1.4.3.2) nolu denklem incelenirken, Fourier açılımına yaklaşmak için tek bir frekansın yeterli olduğunu gösteren Ludlow ve Enders (2000)'in çalışması dikkate alınmıştır. Veri

üretim sürecinde en az bir yapısal kırılmadan bahsedilmiştir (Christopoulos ve Leon-Ledesma, 2010: 1080);

$$\delta_t = \delta_o + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.4.3.3)$$

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) veri üretim sürecini aşağıdaki şekilde ifade etmektedirler.

$$y_t = \delta_o + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1.4.3.4)$$

Bu denklemde sıfır hipotezde serinin birim köklü olduğu aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$H_0: v_t = \mu_t \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \quad (1.4.3.5)$$

Burada h_t sıfır ortalamalı durağan bir süreçtir.

Test istatistiğinin elde edilme aşamaları aşağıdaki gibidir;

İlk aşamada, k 'nın doğru değerinin tespit edilmesinin ardından, denklem EKK ile tahmin edilmektedir ve aşağıdaki gibi EKK kalıntılarını elde edilmektedir;

$$\hat{v}_t = y_t - \left[\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \hat{\delta}_2 + \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right] \quad (1.4.3.6)$$

İkinci aşama, aşağıdaki regresyonlardan birini kullanılarak birinci aşamada elde edilen EKK kalıntıları ile bir birim kök sınaması yapılmaktadır.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.4.3.7)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} = \left(1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i}^2)\right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.4.3.8)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.4.3.9)$$

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

İkinci aşamada birim kök temel hipotezi reddedilirse üçüncü aşamada (1.4.3.4) nolu model için $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezi $H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir ve F testi $F_\mu(\tilde{k})$ kullanılır.

Denklem (1.4.3.7) klasik ADF regresyonudur ve Fourier ADF (FADF) şeklinde ifade edilir. Denklem (1.4.3.8) ve denklem (1.4.3.9) düzelme hızı doğrusal değildir ve üstel yumuşak geçişli otoregresif sürece uyum sağlamaktadır. Denklem (1.4.3.8) Kilic ve Jong (2006)'un geliştirmiş olduğu birim kök testidir. Denklem (1.4.3.9) ise Kapetanios vd. (2003)'nin geliştirmiş olduğu birim kök testidir ve Fourier KSS (FKSS) şeklinde ifade edilir (Yılancı ve Eriş, 2013: 24). FADF için birim kök temel hipotezi $H_0: \alpha_1 = 0$, $H_0: \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir. Denklem (1.4.3.8) ve

denklem (1.4.3.9) doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşı birim kök temel hipotezini test edilir. Bu test için kritik değerler Becker vd. (2006) tarafından tablolaştırılmıştır.

1.4.4. Christopoulos ve Leon-Ledesma Kesirli Fourier ADF Birim Kök Testi

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) tarafından literatüre kazandırılan Becker vd.'nin 2006 yılı araştırmasına dayanan birim kök testidir. Kesirli FADF testi yumuşak geçiş fonksiyonlarıyla birlikte serinin deterministik terimlerindeki doğrusal dışılığı ve kırılmaları elde etmek için bu tarz testlerde trigonometrik değişkenler kullanılmaktadır. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011), doğrusal dışılığı belirtmek amacıyla 2010 senesinde ele aldıkları ESTAR modeli yerine LSTAR modelini ele almışlardır.

Bu test için verilen model şu şekildedir;

$$y_t = \delta_o + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1.4.4.1)$$

Temel hipotez aşağıdaki şekilde verilmiştir;

$$H_0: v_t = \mu_t \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \quad (1.4.4.2)$$

Burada h_t sıfır ortalamalı durağan bir süreç olarak kabul edilmektedir.

Test istatistiği üç aşamada elde edilir;

İlk aşamada denklem (1.4.4.1) için uygun olan k frekansı tespit edilir. k 'yı tespit etmek amacıyla denklem (1.4.4.1) için $k=[0.1, 0.2, 0.3, \dots, 5]$ aralığında yer alan değerlerin hepsi denenir ve minimum bilgi kriterini veren frekans, uygun frekans olarak belirlenir ve denklem (1.4.4.1)'in EKK kalıntıları birim kök testiyle sınanır.

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\delta}_o + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (1.4.4.3)$$

İkinci aşamada kalıntıların birim kök testi için aşağıda belirtilen doğrusal ve doğrusal olmayan modeller öne sürülmüştür;

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.4.4.4)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} = (1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i})) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.4.4.5)$$

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

Üçüncü aşamada, ikinci aşamada birim kök temel hipotezi reddedilirse üçüncü aşamada denklem (1.4.4.1) için $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezi $H_A: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir ve F testi $F_\mu(\tilde{k})$ kullanılır.

Denklem (1.4.4.4) standart ADF regresyonudur ve Fourier ADF (FADF) şeklinde ifade edilir. Denklem (1.4.4.5) Park ve Shintani (2005)'nin geliştirmiş olduğu birim kök testidir.

FADF için birim kök temel hipotezi $H_0: \alpha_1 = 0$, $H_A: \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir. Denklem (1.4.4.5) için doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşı birim kök temel hipotezi test edilir. Gereken kritik değerler, farklı k değerleri için Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) araştırmasında tablolatırılmıştır.

1.4.5. Enders ve Lee Fourier ADF Birim Kök Testi

Enders ve Lee'nin (2012a) geliştirmiş olduğu Fourier ADF (FADF) birim kök testi, esnek Fourier formuna dayanan bir birim kök testidir. Zaman serilerinde belirlenemeyen sayı ve yapıdaki kademeli kırılmaların ve deterministik bileşenlerin tespit edilebilmesi amacıyla Fourier fonksiyonunun frekans bileşeni kullanılır ve ADF birim kök testiyle ilişkilendirilerek durağanlık sınaması gerçekleştirilmektedir.

Deterministik bileşenin $\alpha(t)$ gibi zamana dayalı bir fonksiyonla belirlendiği FADF birim kök testi Dickey ve Fuller tipi regresyon denklemi ile şu şekilde kullanılır;

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (1.4.5.1)$$

Bu denklemde (ε_t) sabit varyansı olan (S_u^2) durağan hata terimini göstermektedir. Buna göre Fourier tipi regresyon denklemi aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (1.4.5.2)$$

Denklemde bulunan t terimi denklemin trend içermesi halinde denkleme eklenir.

Regresyonda frekans sayısı (k) kalıntı karelerinin en az olduğu denklemin ele alınmasıyla belirlenmektedir. Zaman serisinin sabitli ve hem sabitli hem trendli yapısına göre (τ_{DF-c}) ve (τ_{DF-t}) test istatistikleri hesaplanmaktadır (Damar, 2020: 66).

Denklem (1.4.5.1)'de (ε_t) hata terimi eşvaryanslı ve durağan dağılıma sahiptir. $\alpha(t)$, t'nin deterministik fonksiyonudur. Eğer $\alpha(t)$ 'nin yapısı biliniyorsa denklem (1.4.5.3) tahmin edilebilir ve birim kökün sıfır hipotezi ($\rho = 1$) test edilir. Ancak $\alpha(t)$ 'nin yapısı bilinmiyorsa sıfır hipotezini test etmek yanlış olacaktır.

$$\alpha(t) = d + \sum_{k=1}^n d_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n \leq \frac{t}{2} \quad (1.4.5.3)$$

Bu denklemde k belirli bir frekansı T gözlem sayısını ve n ise frekans sayısını göstermektedir. Eğer burada $d_k = 0$ ve $\beta_k = 0$ ise yani doğrusal olmayan bir trend yoksa geleneksel birim kök testleri kullanılabilir. Tam tersi durumdaysa, bir kırılma ya da doğrusal olmayan bir trend varsa en az bir Fourier frekans verisi ilave edilmelidir (Ulucak ve Lin, 2017: 339).

Zaman serisinin sabitli ve hem sabitli hem trendli yapısına göre t istatistiklerinin elde edildiği FADF birim kök testinde sıfır hipotez “seride birim kök bulunmamaktadır” şeklindedir. Hesaplanan test istatistiği, Enders ve Lee (2012a) tarafından üretilen kritik değerlerle karşılaştırılır.

1.4.6. Enders ve Lee LM Tipi Fourier Birim Kök Testi

Enders ve Lee (2012b) LM tipi Fourier birim kök testi, Gallant (1981)’ın önermiş olduğu esnek Fourier formuna dayanmaktadır. Bu test ile yumuşak geçişli kırılmalı serilerin düşük frekanslı bileşenler ele alınarak birim kök testi gerçekleştirilebilmektedir. Bundan dolayı, kesin kırılma şeklini modellemeden birim kökü sınamak mümkündür.

Enders ve Lee (2012b), zamanın bir fonksiyonu olan ve $d(t)$ ile belirtilen deterministik terime olanak tanıyan Dickey ve Fuller tipi modellemeyi şu şekilde belirtmişlerdir;

$$y_t = d(t) + \rho y_{t-1} + \gamma_t + \varepsilon_t \quad (1.4.6.1)$$

ε_t , σ_ε^2 varyansla durağan bir hata terimi ve $d(t)$ ise t’nin deterministik bir fonksiyonu ifade etmektedir. Eğer $d(t)$ ’nin fonksiyonel yapısı biliniyorsa $\rho = 1$ birim kök temel hipotezi test edilebilir. Fakat $d(t)$ ’nin formu bilinmediğinde modelleme hatası olur ve bundan dolayı Enders ve Lee (2012b)’nin $d(t)$ için önerdiği Fourier yapısı şu şekildedir;

$$d(t) = \alpha_o + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (1.4.6.2)$$

n frekans sayısı; k belirli bir frekansı ve T ise gözlem sayısını belirtmektedir. Enders ve Lee (2012b)’nin geliştirmiş oldukları birim kök testi için veri yaratma süreci şu şekildedir;

$$y_t = \alpha_o + \gamma_t + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad k \leq \frac{T}{2} \quad (1.4.6.3)$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4.6.4)$$

$\rho = 1$ birim kök temel hipotezine karşı, $\rho < 1$ alternatif hipotezi LM test süreciyle tet edilir.

Adım 1: İlk farklar modeli tahmin edilir:

$$\Delta y_t = \delta_o + \delta_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_t \quad (1.4.6.5)$$

Adım 2: $\tilde{\delta}_0$, $\tilde{\delta}_1$ ve $\tilde{\delta}_2$ tahmin edilen katsayıları ele alınarak seri trendden arındırılır.

$$\tilde{\delta}_t = y_t - \tilde{\Psi} - \tilde{\delta}_0 t - \tilde{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \tilde{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), t=2, \dots, T \quad (1.4.6.6)$$

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

Adım 3: Regresyon modeli oluşturularak test edilir:

$$\Delta y_t = \phi \tilde{\delta}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + d_2 \Delta \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (1.4.6.7)$$

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

1.4.7. Rodrigues-Taylor Fourier Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (FGLS) Birim Kök Testi

Rodrigues ve Taylor (2012) tarafından bulunan Fourier genelleştirilmiş en küçük kareler (FGLS) birim kök testinde, bilinmeyen sayı ve yapıdaki kademeli kırılmaların ve deterministik bileşenlerin bulunabilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla GLS birim kök testine Fourier terimleri eklenerek geliştirilmiştir.

FGLS birim kök testinin durağanlık analizi aşağıdaki gibi yapılmaktadır;

$$y_t = a_0 + a_1 t + a_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + a_3 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (1.4.7.1)$$

Burada $(\varepsilon_t = \varphi \varepsilon_t + \mu_t)$ olmak üzere $\mu_t \sim iid(0, \sigma^2)$ özelliklerine sahip kalıntılar ve k ise sabit değer alan Fourier frekansını belirlemektedir. $(Z_t = [1, t]')$, $(a = (a_0, a_1))$ ve $(\varphi = (a_2, a_3))$ kullanılarak tanımlanır. (1.4.7.1) nolu denklem şu şekilde yazılabilir.

$$y_t = z_t' \alpha + f_t(k)' \varphi + \varepsilon_t \quad (1.4.7.2)$$

Denklemin vektör formu şöyledir;

$$y_t = Z_t \alpha + f_t(k) \varphi + \varepsilon_t \quad (1.4.7.3)$$

Burada $(Z = (z_1', \dots, z_T'))$ ve $f(k) = (f_1(k)', \dots, f_T(k)')'$ dir.

FGLS birim kök testi istatistiklerinin hesaplandığı regresyon denklemi aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t^{\bar{c}_{k,\zeta}} = \phi y_t^{\bar{c}_{k,\zeta}} + \varepsilon_t \quad (1.4.7.4)$$

Burada $(t = 2, \dots, T)$ iken $\bar{c}_{k,\zeta}$ terimi deterministik bileşenin biçimi $(\zeta = \mu, T)$ teriminde yer alan (μ) ve (τ) sırayla sabit terimi ve trendi belirtmektedir.

Sabitli ve hem sabitli hem trendli yapıya göre t istatistiklerinin elde edildiği FGLS birim kök testinde “seride birim kök bulunmamaktadır” $(\varphi = 1)$ sıfır hipotez alternatif hipotez karşısında sınanmaktadır. Test istatistiği, Rodrigues ve Taylor (2012) tarafından üretilen kritik değerlerle kıyaslanır.

1.4.8. Furuoka Fourier Birim Kök Testi

Furuoka (2016) yapmış olduğu araştırmada, Zivot ve Andrews'ın geliştirmiş olduğu ve yapısal değişimi içsel tespit eden ADF regresyon modeline doğrusal olmayan yapıyı dahil edebilmek amacıyla Fourier yapısını ilave ederek yeni bir birim kök testi öne sürmüşlerdir. Testin temel hipotezinin göstermiş olduğu model yapısı şu şekildedir;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4.8.1)$$

Alternatif hipotez için model ise şu şekildedir:

$$y_t = \mu + \beta_t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \varepsilon_t \quad (1.4.8.2)$$

Frouko'nın önermiş olduğu model aşağıda belirtildiği gibi gösterilmiştir;

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.4.8.3)$$

β trend eğim parametresi, k Fourier yapısı için frekans sayısı, γ trigonometrik terimlerin eğim parametresi, t deterministik trend, T gözlem sayısı, δ yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresi, θ zamandaki yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresidir. Kukla değişkenler aşağıda belirtildiği gibi ifade edilmektedir;

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad (1.4.8.4)$$

$$D(T_B)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad (1.4.8.5)$$

T_B yapısal kırılmanın kırılma noktasını belirlemektedir. Uygun frekans sayısı k , Enders ve Lee (2012a)'nin gösterdiği gibi model için en küçük kalıntı karesi toplamını veren değer şeklinde tespit edilir. Kırılma tarihini tespit etmek amacıyla uygun kırılma noktası ($\tilde{\lambda}$) tespit edilmelidir. Furuoka modeli için en küçük ADF test istatistiğini veren değer, uygun kırılma noktası şeklinde tespit edilir. Uygun frekans sayısı ve kırılma noktası şu şekilde belirtilmektedir;

$$\tau_{FADF-SB}(\tilde{\lambda}, \tilde{k}) = \inf \tau_{FADF-SB}(\lambda, k) \quad (1.4.8.6)$$

Furuoka modelinin trigonometrik terimlerinin anlamlılığına F testiyle sınanmaktadır. F testinin kritik değerleri Enders ve Lee (2012a)'nin çalışmasında yer almaktadır.

2. GELENEKSEL VE FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

2.1. Eşbütünleşme Yaklaşımı

Eşbütünleşme analizi değişkenler arasındaki uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığı şeklinde ifade edilir. Durağanlık analizi sonucunda serilerin birim kök içerdikleri sonucuna ulaşılması halinde seriler arasındaki anlamlı bir uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılır. Eşbütünleşme, durağan olmayan iki veya daha fazla değişken arasında anlamlı bir doğrusal ilişkinin bulunması durumudur. Bundan dolayı eşbütünleşme analizi, değişkenler arasında uzun dönem ya da denge ilişkisini belirten parametrelerin tahmininde ele alınmaktadır.

Makroekonometrik çalışmaların en önemli noktalardan biri, iktisadi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını belirlemektir. Ancak Granger ve Newbold (1974) tarafından işaret edildiği üzere, genellikle durağan olmayan iktisadi değişkenler arasında kurulacak bir regresyonun gerçekçi olmayan sonuçlar vermesi (sahte regresyon) riski söz konusudur. Bu riski bertaraf etmenin bir yolu durağan olmayan bu değişkenlerin birinci farklarını alarak durağanlaştırmak ve bundan sonra regresyon denklemini tahmin etmektir. Fakat bu şekilde bir yol izlendiğinde değişkenler arasındaki ilişkiye ait uzun dönem bilgisi kaybedilmektedir. Oysa makroekonomik analizler ve politika belirleme amaçları açısından uzun dönem bilgisi çok önemlidir. Fark alarak uzun dönem bilgisini kaybetmeden regresyon analizi yürütmenin diğer bir yolu ise Engle ve Granger (1987) tarafından ortaya atılan eşbütünleşme analizine başvurmaktır. Eşbütünleşme analizi durağan olmayan bir grup değişken arasında anlamlı bir uzun dönem ilişkisinin varlığını araştırmaya imkan vermektedir. Eşbütünleşme ilişkisini araştırmaya yönelik ilk test yöntemi Engle ve Granger (1987) tarafından önerilmiş, bunu Johansen (1988) tarafından geliştirilen daha kapsamlı bir yöntem izlemiştir. Zaman içerisinde çeşitli yönlerden birbirlerinden farklılaşan ve daha güçlü sonuçlar elde edilmesine imkan tanıyan yeni eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir.

2.1.1. Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme analizlerinde en fazla ele alınan tekniklerden biri Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testidir. Engle ve Granger durağan olmayan iki serinin doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceğini araştırmıştır.

Bu yöntemde öncelikle, birim kök testleri kullanılarak serilerin durağanlığı araştırılır. Eğer seriler birinci dereceden bütünleşiklerse eşbütünleşme analizi gerçekleştirilir.

Engle ve Granger eşbütünleşme testi için değişkenlerin $I(1)$ seviyesinde bütünleşik olmaları gerekmektedir;

$$Y_t \sim I(1) \text{ ve } X_t \sim I(1)$$

$$Y_t, X_t \sim CI(1,1) \quad (2.1.1.1)$$

Burada CI (1.1) (co-integrated (eşbütünleşik)) ile değişkenler vektörünün bileşenlerinin birinci derecede eşbütünleşik olduğu ifade edilmektedir.

Daha sonra, iki değişken arasında uzun dönem dengesini gösteren aşağıdaki denklem EKK yöntemi ile tahmin edilir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t \quad (2.1.1.2)$$

Bu denklemdeki hata teriminin (ε_t) tahminleri elde edilerek bu seri için birim kök analizi yapılır.

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha_0 - \alpha_1 X_t \quad (2.1.1.3)$$

(2.1.1.3) nolu denklemdeki kalıntılar durağan yani sıfırıncı dereceden bütünleşik ise değişkenler arasında uzun dönemde anlamlı, sahte olmayan bir ilişki var demektir. Aksi halde ise değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur demektir. Kalıntılar için yürütülen birim kök testine esas oluşturan denklem aşağıdaki gibidir (Engle ve Granger, 1987: 267);

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \partial \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad v_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (2.1.1.4)$$

Ancak kalıntılar otokorelasyonlu ise denklem şu şekilde yazılır;

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \partial \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{k=1}^p \partial_k \Delta \hat{\varepsilon}_{t-k} + v_t \quad (2.1.1.5)$$

Bu denklemler kullanılarak kalıntılara ilişkin durağanlık sınamasını yapmak için Engle ve Granger (1987) ve MacKinnon (1991) tarafından geliştirilen kritik tablo değerleri kullanılır.

2.1.1.1. Engle-Granger Hata Düzeltme Mekanizması

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunması değişkenlerin uzun dönemde bir denge ilişkisini korudukları anlamına gelir. Bununla birlikte kısa dönemde dengeden sapmalar meydana gelebilir. Hata düzeltme mekanizması bu kısa dönemli dengesizliklerin giderilip giderilmediğini, eğer dengesizlik gideriliyorsa bu düzeltmenin (dengeye dönüşün) hızını ölçmeye imkan verir.

Buna göre hata düzeltme modeli;

- X'in Y değişkeni üzerindeki kısa dönemli etkisini,
- X'in Y değişkeni üzerindeki uzun dönemli etkisini,
- Bir sapmanın ardından Y'nin yeniden hangi hızla denge haline döneceğini belirtir.

Hata düzeltme mekanizması aşağıdaki gibidir (Engle ve Granger, 1987: 258);

$$\Delta Y_t = (\Delta Y_{t-1}, \Delta X_{t-1}) + \lambda(Y_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 X_{t-1}) + v_t$$

Bu denklemde yer alan λ parametresi 0 ile -1 arasında değer almalıdır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 134). Eğer λ parametresi -0.5 gibi bir değer alırsa ve istatistiksel olarak anlamlıysa uzun dönem dengesinde meydana gelen sapmanın yarısına yakını düzeltilmektedir (Zeytinoğlu, 2020: 48).

2.1.2. Johansen Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi

Johansen'in (1988) literatüre kazandırmış olduğu ve Johansen ve Juselius'un (1990) geliştirmiş olduğu Johansen eşbütünleşme testi değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunup bulunmadığını tespit etmek için kullanılmaktadır. Modelde ele alınan değişkenlerin aynı seviyede bütünleşik olmaları gerekmektedir. Eşbütünleşik denklemlerin tahmini en çok olabilirlik yöntemiyle (maximum likelihood estimation) gerçekleştirilmektedir. Yöntemde değişkenler arasında eşbütünleşme bulgusu elde edilirse VAR modeline dayanan VECM uygulanmaktadır.

Y_t , X_t ve W_t şeklinde üç değişken ele alınırsa bu değişkenlerin üçü de test aşamasında bağımlı değişken olarak görüldüğü için denklem ($Z_t = (Y_t, X_t, W_t)$) aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$Z_t = \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 Z_{t-2} + \alpha_3 Z_{t-3} + \dots + \alpha_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1.2.1)$$

Bu denklemden yararlanarak vektör hata düzeltme modelini (VECM) aşağıdaki şekilde elde etmek mümkündür.

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.2.2)$$

Bu denklemde bulunan Π ifadesi denkleme ilişkin uzun dönem ilişkisi hakkında bilgi verir. Bunu yanında Π 'yi δ ve β' gibi katsayılar ile de açıklamak mümkündür.

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \delta \beta' Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1.2.3)$$

Bu denklemde bulunan δ ifadesi bir dengesizlik durumunda uzun dönem dengesine yönelme hızını, β' ise uzun dönem katsayısını vermektedir.

$$i = 1, 2, 3, 4, 5, \dots, p - 1$$

$$\Gamma_i = -(I - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_i) \quad (2.1.2.4)$$

$$\Pi = -(I - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p) \quad (2.1.2.5)$$

Burada Γ_i , Z_t denklemiindeki kısa dönem değişmeler hakkında, Π ise Z_t denklemiindeki uzun dönem ilişkiler hakkında bilgi verir. Eşbütünleştirici ilişki sayısı, Rank (Π)'ye bağlıdır.

$$\Delta Z_t = \sum_{i=2}^p \Gamma_{i-1} \Delta Z_{t-i+1} + \delta(\beta' Z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.1.2.6)$$

Bu denklemde bulunan $\beta' Z_{t-1}$ ifadesi hata düzeltme terimidir. Aşağıda bulunan denklemde yer alan Π matrisinin rankı ise eşbütünleşik vektör sayısını verir.

$$\Delta Z_t = \sum_{i=2}^p \Gamma_{i-1} \Delta Z_{t-i+1} + (\Pi Z_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.1.2.7)$$

Bu denklemde yer alan matrisin rankına ilişkin üç durum söz konusudur. Bunlar;

- i. Eğer rank (Π) = 0 ise Π matrisi sıfır matrisidir ve bu matrisin kökleri istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu durumda eşbütünleşmeden bahsetmek mümkün olamaz.
- ii. Eğer rank (Π) = 1 ise sadece 1 tane eşbütünleşme vektörü vardır ve Π matrisi tam ranklıdır, denir.
- iii. Eğer rank (Π) 1'den büyük ise seriler arasında birden çok eşbütünleşme ilişkisi var demektir.

Seriler arasında yer alan eşbütünleşme ilişkileri, iki test istatistiği yardımıyla incelenebilir. Bu testler, İz değeri istatistiği ve Maksimum Özdeğer Test İstatistiği'dir. İz değeri istatistiği, Π matrisinin rankını ele almaktadır. Böylece matris rankının r 'ye eşit veya r 'den küçük olduğunu belirten H_0 hipotezi sınanmaktadır. İz test istatistiği şöyledir;

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(\lambda_i)$$

Burada " r ", eşbütünleşme vektör sayısını, λ_i tahmin edilen Π matrisinden tahmin edilen karakteristik ya da özdeğerlerinin köklerini, T ise kullanılabilir gözlem sayısını belirtmektedir. Maksimum özdeğer test istatistiği ise eşbütünleşme vektörünün r olduğunu belirten H_0 hipotezin, $r+1$ olduğunu açıklayan alternatif hipoteze karşı sınar (Johansen, 1988: 235).

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Burada t kullanılabilir gözlem sayısını, r eşbütünleşme vektör sayısını λ_{r+1} tahmin edilen Π matrisinden tahmin edilen karakteristik köklerini ya da özdeğerlerini belirtmektedir. Elde edilen iz ve max özdeğer istatistik değerleri, Johansen ve Juselius (1990) tarafından oluşturulan kritik değerler ile kıyaslanarak değişkenler arası

eşbütünleşme vektörünün bulunup bulunmadığı ve varsa kaç tane olduğu belirlenir. İstatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenen eşbütünleşik vektör ya da vektörler değişkenlerin arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu belirtmektedir.

2.1.3. ARDL Sınır Testi

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi değerlendirilirken genellikle 1987’de Engle ve Granger’in geliştirmiş olduğu Engle-Granger Eşbütünleşme Testi ya da 1988 senesinde Johansen’in geliştirmiş olduğu Johansen Eşbütünleşme Testi ele alınmaktadır. Bu eşbütünleşme testlerinin uygulanması için ön şart, değişkenlerin birinci dereceden bütünleşik olmalarıdır. Değişkenlerin biri ya da birkaçının farklı seviyelerde bütünleşik olması halinde bu testler kullanılamamaktadır. Bu durumda kullanılabilecek bir yöntem Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirmiş olan ARDL (Autoregressive Distributed Lag) sınır testidir.

ARDL sınır testi ile değişkenler çeşitli seviyelerde bütünleşik olsa bile, değişkenler arasında görülen kısa dönem ve uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi mümkündür. ARDL sınır testi, diğer eşbütünleşme testleriyle kıyaslandığında daha avantajlı gözükmemektedir. Küçük örneklerde iyi performans göstermektedir. Dışlanan değişken ve otokorelasyon sorunlarını gidererek kısa ve uzun dönemli bileşenleri eşanlı olarak tahmin etmektedir. Ayrıca bağımlı ve açıklayıcı değişkenleri ayırt edebilmektedir (Narayan, 2004: 197). Yönteminin önemli avantajı ise sıfırıncı ve birinci dereceden bütünleşik değişkenlerin varlığına imkan vermesidir. Testte ele alınan hata düzeltme modelinde herhangi bir kısıt bulunmamaktadır. Bundan dolayı ARDL sınır testiyle daha güvenilir ve daha doğru bulgular elde edilmektedir. Bu testin uygulanmasında esas olarak üç farklı denklem ele alınmaktadır. Bu denklemlerden birincisi, sınır testi denklemi şeklinde belirtilmekte ve eşbütünleşme ilişkisi incelenmektedir. Diğer iki denkleme sırayla uzun ve kısa dönem ilişkisinin incelendiği denklemdir.

ARDL sınır testi denklemi şu şekilde belirtilmektedir (Pesaran vd., 2001: 291);

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} \Delta x_{t-i} + \delta_1 y_{t-1} + \delta_1 x_{t-1} + e_t$$

(2.1.3.1)

Burada Δ fark operatörü, y_t bağımlı değişken, x_t bağımsız değişken, β_i kısa dönem katsayıları, δ_i uzun dönem katsayıları, e_t hata terimi, k optimal gecikme uzunluğudur.

Pesaran vd. (2001) tarafından eşbütünleşme testi hem F hem de t testleri için şu hipotezler sınanır;

$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$ (Uzun dönemli ilişki yoktur.)

$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ (Uzun dönemli ilişki vardır.)

Hipotezlerin sınanması için F değeri, asimptotik kritik değerlerle kıyaslanmaktadır. Eğer F değeri, üst sınır değerinden büyükse, δ_1 ve δ_2 katsayılarının birbirinden ve sıfırdan farklı olduğu ve böylece eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu anlamına gelmektedir. Fakat F değeri, alt sınır değerinden küçükse, δ_1 ve δ_2 katsayılarının birbirine ve sıfıra eşit olduğu anlamına gelmektedir. F değeri, alt ve üst sınır değerlerinin arasında bir noktada belirlenirse de değişkenlerin arasındaki eşbütünleşme ilişkisine ilişkin bir çıkarım yapmak mümkün değildir. Bu bölge, kararsızlık bölgesi şeklinde ele alınmaktadır.

ARDL sınır testinde ele alınan diğer denklemlerden uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin ifade edildiği denklem şu şekildedir;

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_2 x_{t-i} + e_i \quad (2.1.3.2)$$

Uzun dönem ilişkinin ifade edildiği denklemin bir gecikmeli kalıntı ($\lambda_3 ECM_{t-i}$) değeri kullanılarak kısa dönem ilişkinin gösterildiği aşağıdaki denklem elde edilir;

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_2 \Delta x_{t-i} + \lambda_3 ECM_{t-i} + e_i \quad (2.1.3.3)$$

Denklemlerle değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, uzun dönem ve kısa dönem etkileşim katsayıları hesaplanmaktadır.

2.2. Yapısal Kırılmalı Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testleri

Birim kök testlerindeki gibi eşbütünleşme ilişkilerinde de yapısal değişimler değişkenler arasında bulunan ilişkilere etki edebilir. Eşbütünleşme denkleminde yapısal kırılmalar dikkate alınmadan yapılan eşbütünleşme testlerinin sonuçları sapmalı olabilmektedir. Bu nedenle eşbütünleşme denkleminde yapısal kırılmaların varlığını göz önünde bulunduran yöntemler geliştirilmiştir. Bu testler, Gregory ve Hansen (1996), Hatemi-J (2008) ve Maki (2012) eşbütünleşme testidir.

2.2.1. Gregory ve Hansen Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi

Gregory ve Hansen'in 1996 yılında önerdikleri yöntem, tek yapısal kırılmaya izin verilmektedir. Bu çalışmada, yapısal kırılma içsel olarak ele alınmaktadır. İncelenen çalışmada sabit ve trend değişkeninde bulunan değişim dikkate alınıp üç alternatif model oluşturulmuştur. Model 1 sabitte kırılmayı (C), model 2 sabitte ve trendde

kırılmayı (C/T), model 3 rejim deęişimini (C/S) göstermektedir. Bu modeller kullanılarak deęişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı sınanmaktadır.

$$\text{Model 1: } y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_\tau + \alpha^T x_t + e_t \quad (2.2.1.1)$$

$$\text{Model 2: } y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_\tau + \beta t + \alpha^T x_t + e_t \quad (2.2.1.2)$$

$$\text{Model 3: } y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_\tau + \beta t + \alpha_1^T x_t + \alpha_1^T D_t + e_t \quad (2.2.1.3)$$

Yukarıdaki denklemlerde D_τ yapısal kırılmayı ifade eden gölge deęişkendir. Bu gölge deęişken kırılma tarihi ve öncesinde 0 deęerini almakta kırılma sonrası dönem için ise 1 deęerini almaktadır. Bu modeller en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmekte ve her bir model için üç farklı test istatistięi hesaplanabilmektedir. Test istatistiklerinden ilki tıpkı Engle ve Granger yönteminde olduęu gibi kalıntıların elde edilerek kalıntılara birim kök testi uygulanması sonucu elde edilen ADF test istatistięidir. 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 istatistięi olarak belirlenir.

Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testinde ele alınan hipotezler aşağıdaki gibi gösterilmektedir;

H_0 : eşbütünleşme yoktur.

H_1 : eşbütünleşme vardır.

Test istatistiklerinin gösterimleri ise aşağıdaki gibidir;

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau) \quad (2.2.1.4)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau) \quad (2.2.1.5)$$

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (2.2.1.6)$$

Hesaplanan test istatistikleri, Gregory ve Hansen (1996) tarafından elde edilen kritik deęerle karşılaştırılır.

2.2.2. Hatemi-J Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi

Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi, Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testinin modifiye edilmiş hali olarak ifade edilmektedir. Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme testi tek bir içsel yapısal kırılmaya olanak tanırken, Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi iki içsel yapısal kırılmaya olanak tanımaktadır. Hem sabitte hem de

trendde iki yapısal kırılmaya olanak tanıyan model aşağıda belirtildiği gibi gösterilmektedir;

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 (\alpha_i D_{it} + \beta_i' D_{it} x_i) + \beta_0' x_t + u_t \quad (2.2.2.1)$$

Burada α_0 , yapısal kırılmalardan önceki sabit terimi, α_1 birinci, α_2 ise ikinci yapısal kırılmadan dolayı sabit terimdeki değişimi belirtmektedir. Yapısal kırılmalardan önce trend parametresi β_0 , birinci yapısal kırılmadaki trendin yaptığı etki β_1 , ikinci yapısal kırılmadaki trendin yaptığı etki β_2 olarak gösterilmektedir.

$$D_{1t} = \begin{cases} 1 & t > [n\tau_1] \\ 0 & t \leq [n\tau_1] \end{cases} \text{ ve } D_{2t} = \begin{cases} 1 & t > [n\tau_2] \\ 0 & t \leq [n\tau_2] \end{cases}$$

Bu kukla değişkenler, $\tau_1 \in (0,1)$ ve $\tau_2 \in (0,1)$ rejim değişim zamanlarını göstermektedir.

Z_α ve Z_t test istatistiklerini hesaplamak için aşağıdaki denklemler kullanılmaktadır;

$$Z_\alpha = n(\hat{p}^* - 1) \\ Z_t = \frac{(\hat{p}^* - 1)}{(\hat{y}(0) + 2 \sum_{j=1}^B \omega(j/B) \hat{y}(j)) / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{u}_t^2} \quad (2.2.2.2)$$

Burada $(\hat{y}(0) + 2 \sum_{j=1}^B \omega(j/B) \hat{y}(j))$, hata teriminin uzun dönem varyans tahminidir.

τ_1, τ_2 çiftleri için hesaplanan test istatistiklerinden en küçük olanı test istatistiği olarak kabul edilir. Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testinde kullanılan hipotezler aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

H_0 : eşbütünleşme yoktur

H_1 : eşbütünleşme vardır

Test istatistikleri, Hatemi-J (2008)'nin üretmiş olduğu çalışmasında kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır.

2.2.3. Maki Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi

Gregory ve Hansen (1996) tek yapısal kırılmaya Hatemi-J (2008) ise iki yapısal kırılmaya kadar olanak tanıyan eşbütünleşme testlerini geliştirmişlerdir. Bu çalışmalara ek olarak Maki (2012), bilinmeyen sayıda yapısal kırılmaya olanak tanıyan eşbütünleşme testini literatüre kazandırmıştır. Maki (2012) testi kalıntı temelli bir modeldir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunup bulunmadığını belirlemek adına dört farklı model kullanmıştır. Bu modeller aşağıdaki gibidir;

Model 0: Sabit terimde yapısal kırılmaya olanak tanıyan trendsiz model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (2.2.3.1)$$

Model 1: Sabit terimde ve eğimde yapısal kırılmaya olanak tanıyan trendsiz model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (2.2.3.2)$$

Model 2: Sabit terimde ve eğimde yapısal kırılmaya olanak tanıyan, trendli model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma_t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (2.2.3.3)$$

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde yapısal kırılmaya olanak tanıyan model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma_t + \sum_{i=1}^k \gamma_{it} D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (2.2.3.4)$$

Burada D_i , kukla değişkenlerdir ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

Test süreci Maki (2012) çalışmasında belirtilen aşağıdaki adımlar takip edilerek gerçekleştirilmektedir;

Adım 1. Öncelikle maksimum kırılma sayısı k belirlenmekte, örneğin sabitte kırılmalı trendsiz model için Denklem (2.2.3.5) tahmin edilmektedir.

$$y_t = \mu + \mu_1 D_{1,t} + \beta' x_t + u_t \quad (2.2.3.5)$$

Daha sonra Denklem (2.2.3.6)'da gösterilen regresyon denkleminde $\rho < 0$ alternatif hipotezine karşı $\rho = 0$ temel hipotezinin sınaması gerçekleştirilmektedir.

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.2.3.6)$$

Burada $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ iken $\hat{u}_t$ Denklem (2.2.3.5)'ten elde edilen kalıntılardır. İlk olarak tek bir kırılma için tüm olası kırılma tarihlerinde $\rho = 0$ 'ın testi için t istatistikleri hesaplanmaktadır. Burada olası tüm kırılmalar T_1^a , test istatistikleri τ_1 olarak gösterilmektedir. Eğer $k = 1$ ise, minimum τ_1 istatistiği test istatistiği olarak kullanılmaktadır.

Adım 2. İlk kırılma tarihi Denklem (2.2.3.5)'in kalıntı kareler toplamını (KKT) minimum yapan tarih olarak belirlenmektedir.

$$KKT_1 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu} - \hat{\mu}_1 D_{1,t} - \hat{\beta}' x_t)^2 \quad (2.2.3.7)$$

Burada ilk kırılma tarihi $\hat{b}p_1 = \arg \min_{T_1^a} SSR_1$ olarak gösterilmektedir.

Adım 3. Bu aşamada ilk kırılma tarihi modele ilave edilerek ikinci kırılma noktası aranmaktadır Denklem (2.2.3.8) tahmin edilmekte ve ikinci kırılma için olası tüm kırılma tarihlerinde $\rho = 0$ 'ın testi için t istatistikleri hesaplanmaktadır.

$$y_t = \mu + \mu_1 D_{1,t} + \mu_2 D_{2,t} + \beta' x_t + u_t \quad (2.2.3.8)$$

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.2.3.9)$$

Olası tüm kırılma tarihleri T_2^a ve ρ 'nun test istatistikleri τ_2 olarak gösterilmektedir.

Adım 4. İkinci kırılma tarihi Denklem (2.2.3.8)'in kalıntı kareler toplamını (KKT) minimum yapan tarih olarak belirlenmektedir.

$$KKT_2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu} - \hat{\mu}_1 D_{1,t} - \hat{\mu}_2 D_{2,t} - \hat{\beta}' x_t)^2 \quad (2.2.3.10)$$

Adım 5. Bu aşamada ilk ve ikinci kırılma tarihi modele dahil edilerek Adım 3 ve Adım 4 k tane kırılma tarihinin tahmini için tekrarlanmaktadır.

Adım 6. Olası tüm kırılmalar içerisinde minimum değere sahip t istatistiği τ_{min}^k test istatistiği olarak belirlenmektedir.

Maki (2012) çok kırılmalı eşbütünleşme testi için hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır;

Maki (2012), eşbütünleşme testinde kullanılan hipotezler aşağıdaki gibi gösterilmektedir;

H_0 : Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme yoktur.

H_1 : Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme vardır ($i \leq k$).

Burada ifade edilen hipotezlerin sınaması için gerekli kritik değerler Maki (2012) çalışmasında tablolatırılmıştır.

2.3. Fourier Eşbütünleşme Testleri

Gerçekte birçok makroekonomik değişken farklı sayıda ve formda kırılmalara sahip olabildiğinden eşbütünleşme testlerinde de karşılaşılan temel sorun kırılma şeklinin ve sayısının önsel olarak biliniyor kabul edilmesidir. Özellikle kırılmaların dikkate alındığı doğrusal eşbütünleşme testlerinde kukla değişken kullanımından dolayı kırılmaların keskin kabul edilmesi ve tekli ya da çoklu kırılmalara önsel olarak karar verilmesi öznel bilgi içerdiğinden modelde kırılmaların dikkate alınmaması kadar ciddi olabilecek tanımlama hatasına yol açabilmektedir (Tsong vd., 2016: 1086). Bu kapsamda kırılmaların modellenmesinde güçlü ve alternatif bir yöntem olarak kullanılan Fourier yaklaşımı eşbütünleşme testlerinde de alternatif bir yaklaşım olarak karşımıza çıkmaktadır. Aşağıda detayları sunulan KPSS testini temel alan ve yapısal kırılmaların Fourier fonksiyonu ile modellendiği ilk eşbütünleşme testi Tsong vd. (2016) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bilinen ikinci çalışma olarak da ADL modelini temel alan kırılmaların Fourier fonksiyonu ile modellendiği Banerjee vd. (2017) eşbütünleşme testi literatüre sunulmuştur.

2.3.1. Tsong vd. Fourier Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi

Tsong vd. (2016), eşbütünleşme analizinde bilinmeyen sayı ve formdaki yapısal kırılmaların modellenmesinde Fourier yaklaşımının kullanıldığı ilk çalışmadır. Bu çalışmada önerilen eşbütünleşme testi deterministik trend içinde yapısal kırılmalara izin veren Shin (1994) testinin genelleştirilmiş halidir. Shin (1994) testi KPSS testinin çok değişkenli bir uzantısı iken Tsong vd. (2016) testi de KPSS testinin temel alındığı ve kırılmaların modellenmesinde Fourier yaklaşımının ilk defa kullanıldığı Becker vd. (2006) birim kök testinin bir uzantısıdır.

Tsong vd. (2016) Fourier eşbütünleşme testi için uzun dönem denklemi şöyledir;

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t \quad (2.3.1.1)$$

(2.3.1.1) nolu denklem de bulunan $\eta_t = y_t + v_{1t}$, $y_0 = 0$ ile $y_t = y_{t-1} + u_t$ ve $x_t = x_{t-1} + v_{2t}$ 'dir. Burada u_t , 0 ortalama σ_u^2 bağımsız varyans ve benzer dağılımlı hata terimi, y_t ise sıfır ortalamayla bir rassal yürüyüş sürecini belirtmektedir.

(2.3.1.1)'de bulunan d_t deterministik bileşen aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (2.3.1.2)$$

Denklem (2.3.1.2)'de bulunan f_t Fourier fonksiyonudur ve aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$f_t = \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.3.1.3)$$

Burada t trendi, T örneklem büyüklüğünü, k ise Fourier frekans değerini gösterir. Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testinde sıfır hipotezi olan $H_0: \sigma_u^2 = 0$ 'ı test etmek için (2.3.1.1) nolu denklem aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (2.3.1.4)$$

Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testi için test istatistiği aşağıdaki denklemdeki gibidir;

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (2.3.1.5)$$

Burada $S_t^2 = \sum_{t=1}^T \hat{v}_{1t}$, (2.3.1.4) nolu denklemden elde edilen en küçük kalıntı kareler toplamını gösterir. $\hat{\omega}_1^2$ ise v_{1t} 'nin uzun dönem varyansının tutarlı tahmincisini gösterir (Songur, 2019: 37). Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testinde F istatistiği kullanılır ve test istatistiği Tsong vd.'nin (2016) oluşturdukları kritik değerler ile karşılaştırılır.

2.3.2. Banerjee vd. Fourier Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi

Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli (Fourier Autoregressive Distributive Lag) (FADL) eşbütünleşme testi, Banerjee vd. (2017) tarafından bulunan bir Fourier testidir. Bu test özelliği bakımından yapısal değişimleri yakalamaktadır. Ayrıca kesin kırılma tarihlerini bilmeye gerek duymadan belirsiz sayıda ve kademede yapısal değişikliği içererek çalışmayı test edebilmektedir.

FADL eşbütünleşme testi aşağıdaki denklemdeki gibi ifade edilir;

$$\Delta y_{1t} = d_t + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (2.3.2.1)$$

Bu denklemde bulunan γ , φ , y_{2t} nx1 parametre vektörleri ve açıklayıcı değişkenlerdir. y_{1t} bağımlı değişken ve ε_t ise hata terimidir.

Deterministik terim olan d_t Fourier yaklaşımı kullanılarak aşağıdaki şekilde gösterilir (Banerjee vd., 2017: 3);

$$d_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.3.2.2)$$

Bu teste ait hipotezler şu şekildedir;

$$H_0: \delta_1 = 0$$

$$H_A: \delta_1 < 0$$

H_0 değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını, H_A ise değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu belirtmektedir. Test istatistiği aşağıdaki denklemdeki gibidir;

$$t_{ADL}^F = \frac{\hat{\delta}_1}{se(\hat{\delta}_1)} \quad (2.3.2.3)$$

FADL eşbütünleşme testinin test istatistiği, Banerjee vd. (2017) tarafından türetilen kritik değerle karşılaştırılır.

2.3.3. Fourier ARDL Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi

Pesaran vd. (2001), çalışmasında değişkenlerin farklı dereceden eşbütünleşik olduğu durumlarda kullanılan ARDL (Autoregressive Distributed Lag) modelini geliştirmişlerdir. Bu çalışmasının ardından literatüre farklı ARDL modelleri kazandırılmıştır. Pesaran vd. (2001) çalışmasını tamamlayıcı nitelikte olan McNown vd.'nin. (2018) ARDL yaklaşımı, birden çok açıklayıcı değişken olması halinde ARDL testine göre daha güçlü sonuçlar vermektedir. Yılancı vd. (2020) yılında yaptıkları çalışmada, McNown vd. (2018) tarafından önerilen ARDL modeline Fourier fonksiyonlarını dahil ederek Fourier ARDL modelini geliştirmişlerdir.

ARDL modeline yapısal kırılmaları hesaba katmak için, aşağıda gösterilen Fourier işlevi kullanılmıştır;

$$d(t) = \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.3.3.1)$$

Bu denklemde n, denklemde bulunan frekansların sayısı, k denklem için seçilen belirli bir frekans, t eğilim, T ise örneklem boyutunu gösterir. Sonuç olarak, bu çalışmadaki Fourier fonksiyonu şu şekilde formüle edilmiştir;

$$d(t) = y_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + y_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (2.3.3.2)$$

Denklem (2.3.3.2)'de bahsedilen Fourier fonksiyonunun (2.1.4.1) nolu denkleme dahil edilmesinden sonra, model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$\Delta y_t = \lambda_0 + y_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + y_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_2 \Delta x_{t-i} + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + e_t \quad (2.3.3.3)$$

Burada k'nın optimal değeri 0,1 ile 5 aralığındadır ve en küçük kalıntı karelerini veren frekans değeri, uygun frekans olarak belirlenmiştir.

Bootstrap ARDL yönteminde McNown vd. (2018), F ve t istatistiklerine ek olarak, bağımsız değişkenin gecikmeli değerleri için yeni bir test istatistiği önermiştir. Buna göre bootstrap ARDL testinde kullanılacak test istatistikleri şu şekildedir;

- Genel F istatistiği,
- Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri için t istatistiği ve
- Bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleri için önerilen F istatistiği.

Bu üç test istatistiği için kullanılan boş hipotezler sırasıyla aşağıdaki gibidir;

- $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$
- $H_0: \delta_1 = 0$
- $H_0: \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olması için her üç istatistiğin de eş zamanlı olarak bootstrap ARDL testinde anlamlı ve bootstrap kritik değerlerinden büyük olması gerekmektedir (McNown vd., 2018: 4).

2.4. Uzun Dönem Katsayı Tahmini

FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri, eşbütünleşme yöntemleri gibi ele alınan serilerin birinci farkta durağan olma şartına bağlıdır (Erdoğan vd., 2018: 46). EKK ile tahmin edilen bir modelin katsayılarının standart hataları sapmalı olmaktadır. Bundan dolayı yapısal kırılmaların kukla değişken şeklinde modele ekleyebildiği uzun ve kısa

dönem katsayıların tahmininde DOLS, FMOLS ve CCR yöntemleri eşbütünleşme ilişkisi sonucunda bağımsız değişkenlere ilişkin uzun dönem katsayıların tahmininde ve yorumlanmasında ele alınmaktadır. Stock ve Watson (1993)'ın geliştirmiş olduğu DOLS yöntemi, bağımsız değişkenler ve hata terimi arasında yer alan içsellik probleminin sebep olduğu sapmaların ortadan kaldırılmasında etkindir. Hansen ve Philips (1990)'ın geliştirmiş olduğu FMOLS, bağımsız değişkenler ve hata terimi arasındaki bağıntı ve içsellik probleminin sebep olduğu sapmaların ortadan kaldırılmasında etkin bir yöntemdir. Park (1992)'ın geliştirmiş olduğu CCR yöntemi ise EKK yönteminin sebep olduğu sapmaları ortadan kaldırmak için ele alınmaktadır (Mehmood vd., 2014: 9).

2.4.1. Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS)

Hansen ve Phillips (1990) yapmış oldukları çalışmada, içsellikten kaynaklanan sorunları ortadan kaldırmak amacıyla yarı parametrik olarak tam düzeltilmiş en küçük kareler tahmincisi öne sürmüşlerdir. FMOLS yöntemi aşamaları şu şekildedir;

İlk olarak aşağıda belirtilen $(d+1)$ boyutlu $[Y_t, X_t']$ zaman serisi vektör süreci tahmin edilir;

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (2.4.1.1)$$

Burada, $D_t = [D_{1t}', D_{2t}']$ deterministik trend regresörü ve $X_t' = [X_1]$ aşağıda belirtilen denklemde türetilen ve d 'nin 1 olduğu stokastik regresörleri belirtmektedir.

$$X_t = \Gamma_{21}' D_{1t} + \Gamma_{22}' D_{2t} + \varepsilon_{2t} \quad (2.4.1.2)$$

$$\Delta \varepsilon_{2t} = u_{2t} \quad (2.4.1.3)$$

D_{1t} sabiti içermektedir. D_{2t} deterministik trendken (2.4.1.1) eşitliğinde deterministik trend bulunmamaktadır. Böylece, FMOLS tahmincisi şu şekildedir;

$$\hat{\theta}_{FMOLS} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T Z_t Z_t')^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_t Y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (2.4.1.4)$$

Burada $Z_t = (X_t', D_t')'$ dir.

$\hat{\Omega}$ ve $\hat{\Lambda}$, $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ artıklarla elde edilen uzun dönem kovaryans matrisleri olmasına olanak tanınırsa, modifiye edilmiş veri şu şekilde ifade edilebilir;

$$Y_t^+ = Y_t - \hat{w}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_2 \quad (2.4.1.5)$$

Tahmin edilen yanlış düzeltme terimi ise aşağıdaki gibidir;

$$\hat{\lambda}_{12}^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{w}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\lambda}_{22} \quad (2.4.1.6)$$

2.4.2. Dinamik En Küçük Kareler (DOLS)

Stock ve Watson (1993)'un geliştirmiş olduğu dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemi, sıradan en küçük kareler yönteminin geliştirilmiş hali şeklinde öne sürülmüştür. DOLS yöntemi, küçük örneklerle uygulanabilen ve analizde ele alınan değişkenlerden meydana gelen sistemde $I(0)$, $I(1)$ ve $I(2)$ 'deki değişkenlerin birlikte kullanımına olanak tanımasından dolayı eşbütünleşik vektörlerin tahmininde ele alınan diğer yöntemlere göre avantajlıdır.

DOLS modeli aşağıdaki gibidir;

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{r=-q}^r \delta + v_{1t} \quad (2.4.2.1)$$

Burada p gecikme uzunluğunu, q ise öncül uzunluğu belirtmektedir.

DOLS tahmincisi $\hat{\theta}_{DOLS} = (\hat{\beta}', \hat{\gamma}_1')$ şeklindedir ve FMOLS ve CCR tahmin prosedürü aynı asimptotik dağılıma sahiptir.

2.4.3. Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR)

Park (1992)'in geliştirmiş olduğu kanonik eşbütünleşme regresyonu, tam düzeltilmiş en küçük kareler yöntemiyle benzerlik göstermektedir. Tam düzeltilmiş EKK tahmincisiinden farkı, EKK yönteminde içsellik ve sapmayı düzeltmek için veride (y_t, x_t) durağan dönüşümler kullanmaktadır.

CCR tahmincisi aşağıdaki gibidir;

$$\hat{\theta}_{CCR} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'})^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* Y_t^* \quad (2.4.3.1)$$

Burada $Z_t^* = (X_t', D_t')'$

$$X_t^* = X_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_t \quad (2.4.3.2)$$

$$Y_t^* = Y_t - \left(\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \tilde{\beta} + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{w}_{21} \end{bmatrix} \right)' \hat{u}_t \quad (2.4.3.3)$$

$\tilde{\beta}$, kanonik EKK ile elde edilen eşbütünleşme katsayılarının tahminleri, $\hat{\Lambda}_2$, $\hat{\Lambda}$ 'nin ikinci sütunu ve $\hat{\Sigma}$, artıkların tahmini eşzamanlı kovaryans matrisleri belirtmektedir (Hamilton, 1994: 618-625).

3. DIŞ BORÇLANMA VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİYLE İNCELENMESİ

3.1. Dış Borçlanma Kavramı

Dış borçlanma, bir devletin veya kamu kuruluşunun dış kaynaklardan mali veya reel gelir sağlamasıdır. Yani ülke içerisindeki kuruluş ve bireylerin ülke dışındaki kuruluş ve bireylerden dış kredi elde etmesi olarak ifade edilmektedir (Evgin, 1996: 15). Dış borçlar, bir ülkenin belli bir süre sonunda anapara ve faiziyle geri ödenmek koşuluyla yabancı ülkelere elde ettikleri kaynaklar şeklinde ifade edilebilir (Ulusoy, 2004: 50).

Dış borçlanma ile ilgili olarak 1984 senesinde “Uluslararası Ödemeler Bankası (Bank for International Settlements-BIS)”, “Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (Organisation for Economic Cooperation and Development-OECD)”, “Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund-IMF)”, “Dünya Bankası (World Bank-WB)” ve “Uluslararası İmar ve Kalkınma Bankası (International Bank for Reconstruction and Development-IBRD)” gibi ekonomik kuruluşlar Uluslararası Dış Borç İstatistikleri Çalışma Grubu’nu oluşturmuş ve bu grup kuruluşundan dört yıl sonra dış borç için ortak bir tanımlama yapmıştır (Bal, 1999: 70). Belirtilen çalışma grubunun 1988 senesinde ortaya attığı ve Türkiye tarafından da Hazine Müsteşarlığınca kabul edilen tanıma göre, “Bir ülkenin belirli bir zaman dilimi içindeki gayrisafi dış borçları, o ülkede yerleşik olmayan kişilerden bir sözleşmeye dayanarak sağlanmış olan kısa, orta ve uzun vadeli yükümlülükler toplamıdır.” (Bal, 1999: 71).

Kısaca belirtmek gerekirse dış borçlanma, herhangi bir ülkenin belirlenen bir vade sonunda anapara ve faizi ile birlikte geri ödenmesi koşuluyla, farklı ülkeler veya uluslararası kuruluşlardan edindiği fon kaynakları şeklinde tanımlanabilmektedir (Erdil Şahin, 2012: 49). Dış borçlanmaya başvurup ilgili borçları ülke ekonomisinde değerlendiren ülkeler başlangıçta ülke ekonomilerinde başta milli gelir olmak üzere ülkenin çeşitli makroekonomik göstergeleri üzerinde pozitif etkilerin oluşmasını sağlayabileceklerdir. Ancak, ileriki zamanlarda borç alan ülkelerin elde ettikleri dış borçların anapara ve faiziyle birlikte (borç servisi) ödemelerinin yapılmaya başlanmasıyla, borçlu ülkelere ülke dışına bir kaynak çıkışı yaşanacak ve ortaya çıkan

bu durum ise borçlu ülkelerin milli gelir başta olmak üzere birtakım makroekonomik göstergeleri üzerinde olumsuz etkiler meydana getirebilecektir.

3.2. Ekonomik Büyüme Kavramı

Bir ülkede üretilmekte olan mal ve hizmet miktarının zamanla artışına ekonomik büyüme denir. Reel gayri safi yurt içi hasılanın zaman içinde devamlı artış göstermesi ekonomik büyümeyi oluşturmaktadır. Bir ülkede yaşayan insanların yaşam standartlarının devamlı artırılmasının tek yolu ekonomik büyümeden geçmektedir. Bundan dolayı hızlı bir büyüme gerçekleştirmek, bütün ülkelerin en temel makroekonomik hedefleri arasında yer almaktadır.

Ekonomik büyüme yalnızca ekonomik bir olgudan ibaret olmayıp ülkeler ve bireyler açısından önem arz eden temel bir konudur. Sanayileşmede geri kalmış ve kaynaklarını artıramamış ülkeler için ekonomik büyüme sorunu öncelikli konular arasında yer almaktadır. Gelişmiş ülkeler için ise uzun vadeli ekonomik rekabeti mümkün kılabilmek adına bu kavram kritik bir öneme sahiptir (Aktuğ, 2010: 28).

Ekonomik büyüme olgusu, ülkelerin sosyal ve ekonomik gelişmişlik seviyelerinin oldukça önemli bir göstergesi olarak karşımıza çıkmaktadır. Basitçe tanımlamak gerekirse kişi başı gelirdeki artış olarak ifade edilebilmektedir. Bu açıdan kişi başı gelirde uzun vadeli artışlar sağlayan faktörlerin belirlenmeye çalışılması ekonomik büyüme kavramına ilişkin çalışmaların temelini oluşturmaktadır. Söz konusu faktörlerin belirlenmesi ülkeler arasında gelir farklılığı oluşma sebeplerini ortaya koymaya katkı sağlayacaktır (Kostakoğlu, 2015: 228).

Tüm ülkeler için ekonomik büyüme önemli bir kavramdır. Ülkeler ekonomik büyümeyi ekonomik kalkınma açısından önemli bulmaktadır. Ekonomik kalkınma kavramı ekonomik büyümeyi kapsamına alan bir kavram olmasının yanı sıra toplumdaki gelir eşitsizliklerinin giderilmesi, sosyal ve ekonomik kurumların modern hale getirilmesi, işsizliğin azaltılması vb. sosyal ve politik alanları da kapsamına almaktadır (Seydioğlu, 2006: 829).

Ülke ekonomilerinde yeterli büyümenin sağlanamaması durumunda durağanlık dönemi yaşanmaktadır. Söz konusu durağanlık küresel ölçekte ortaya çıktığında ise dünya ekonomisinin genel olarak durağanlaşması söz konusu olmakta ve bu durum farklı birçok ülkede aynı anda veya bazı ülkelerde düzeyde beklenen verimlilik artışının ortaya çıkmamasına sebebiyet vermektedir. Bununla birlikte gerçekleşmesi beklenen

yatırımlar ve ücret artışları da durağanlık nedeniyle sekteye uğramaktadır. Durgunluk dönemleri aynı zamanda küçülmeye doğru atılan adımların başlangıcı olarak tanımlanabilir. Çünkü borç düzeylerinin artması ekonomileri krize doğru sürüklemektedir.

3.3. Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki

Keynes'in genel teorisinde ekonomik büyümeyi harekete geçirmek amacıyla devletin ekonomiye müdahalesinin gerekliliği üzerinde durulmaktadır. Keynes çalışmasında dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisi üzerinde durmuştur. Keynes, gelişmekte olan ülkelerin dinamik büyüme süreçlerinde aksaklıklar olduğunu ve böylelikle dış borcun, ekonomik büyümeye katkılarının önemli olacağını belirtmektedir.

Dış borç ve ekonomik büyüme ilişkisine yer veren Harrod-Domar büyüme modelinde, bir ekonomide yatırım tasarruf oranıyla büyüme arasında yakın bir ilişki olduğu öne sürülmektedir. Dış kaynaklar yatırımların finansmanında değerlendirildiğinde, yatırımlar artacak ve bunun neticesinde yüksek büyüme oranları sağlanacaktır. Buna göre, dış borçlar yatırımların finansmanında kullanıldığında üretim, dolayısıyla milli gelirde artış olacağından yurt içi kaynaklarının da artmasına sebep olacaktır. İç tasarrufların artması, dış borçlara olan gereksinimi düşürecek ve dış borç servisi ödemeleri için finansman elde edilecektir (Aysu, 2007: 83).

Neoklasik modelde, dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki pozitifdir. Bu yaklaşım, gerçekçi olmayan tam sermaye hareketliliği varsayımı altında eksiktir. Genel olarak kabul edilen önerme ise dış borçların ekonomik büyümeye olumsuz olarak etki ettiğidir. Uzun dönemde dış borçların ödemelerinin finansmanı için gereken vergiler nedeniyle iki farklı etkisi bulunmaktadır. Birinci etki, vergilerin mükelleflerin tüketimlerini doğrudan azaltması, ikincisi ise harcanabilir gelirin azalmasıyla beraber vergilerin, kişilerin tasarruflarını azaltarak sermaye stokunu azaltmasıdır (Pattillo vd., 2002: 4).

Chereney ve Strout'un Harrod ve Domar modelinin geliştirilmesiyle meydana gelen "iki açık" yaklaşımı, gelişmekte olan ülkelerin dış kaynak gereksinimi üstünde durmaktadır. Gelişmekte olan ülkelere ekonomik büyümede genel olarak iki önemli problemle karşılaşmaktadır. Birincisi tasarruf açığı, diğeri ise ticaret açığıdır. İki açık modeline göre alınan dış borçlar yatırım ve tasarrufu arttırarak, büyümeye olumlu olarak etki etmektedir (Aysu, 2007: 83-84).

Dış borçlanma ve ekonomik büyüme ilişkisinde ele alınan zamanlar arası borçlanma modeli, uluslararası borçlanmanın ülkedeki tasarruf açığını kapatmadaki önemini belirtmektedir. Bu model, zamanlar arası tüketim optimizasyonu teorisinin bir uzantısıdır. Bundan dolayı, borçlanmayla sermayesi artacak ülke daha çok yatırım yapma imkanı elde edecektir (Nissanke ve Ferrarini, 2001: 4).

Dış borçlanma ve ekonomik büyüme ilişkisinde ele alınan borçla büyüme modelinde, yurt içi tasarruf açığından dolayı yapılamayan yatırımların dış borçlanmayla karşılanacağı öne sürülmüştür. Modelin amacı, ekonomik büyüme kapsamında dış kaynakların fayda ve maliyetlerine göre borç servis kapasitesini incelemektir. Borç kapasitesinin devam ettirilebilmesi için, ek dış borçların zaman içerisinde ekonomik büyümeye yeteri kadar katkıda bulunması gerekmektedir. Bunun nedeni, uluslararası finansal kaynak arz edenlerin davranışlarının borç döngüsünün çeşitli evrelerinde değişiklik gösterebileceğidir (Çöğür ve Çoban, 2011: 137).

Dış borçlanma ve ekonomik büyüme ilişkisinde ele alınan borç fazlası teorisine göre, eğer borç stoku ileride ülkenin geri ödeme gücünü geçerse, beklenen borç servisi ülkenin çıktı seviyesinin artan bir fonksiyonudur (Claessens vd., 1996: 17-18). Bu nedenle ülke ekonomisinde meydana gelen yatırımlar yabancı kreditorlerce vergilendirilecek, yerli ve yabancı yatırımcıların yatırım yapma etkileri azalacaktır. Krugman, kreditorlerin bakış açısından yola çıkarak borç geri ödemelerinin ikilemiyle alakalı bir borç fazlası modelini kurmuştur. Krugman'a göre, bir ülkenin gelecekteki kaynak transferlerinin iskonto edilmiş değeri, borçlarının şimdiki değerinden küçükse o ülkede borç sorunu olduğu ifade edilmektedir. Bu sorunla karşı karşıya kalan kreditorler borçların şu anki değerini maksimize edecek stratejiler bulmak için çalışmaktadırlar (Aysu, 2007: 88). Borç fazlası kronik hale gelen ülkelerde, yerli ve yabancı girişimciler gerek şimdiki dönemde gerekse de ilerideki dönemlerde gittikçe daha düşük yatırım yapmaya eğilim göstermektedirler. Yatırımcılar borç servisinin karşılanması amacıyla getirilerden vergi alınacağı bekleyişi bulunmaktadır. Devletin uygulayacağı herhangi bir deflasyonist veya enflasyonist politika uygulaması yatırımcıları caydırmaktadır (Pattilo vd., 2002: 5-6). Aşırı borçluluk, yatırımlara olumsuz etki ederek daha düşük ekonomik büyümeye yol açmaktadır (Yeldan, 2008: 246-247).

Dış borçlanma yatırımlar için yeni bir kaynak sağlamakta ve bu nedenle ekonomik büyümeye destek sağlamaktadır. Ancak dış borçların varlığı ileriki

dönemlerde ekonomik büyümeye engel olan bir problem haline gelmektedir (Krugman,1988: 256-258). Borç fazlası teorisine göre, alınan borçlar ileriki dönemlerde ülkenin geri ödeyebileceğinden daha fazlaysa beklenen borç servisi maliyetleri, gelecek dönemlerdeki yerli ve yabancı yatırımları caydırmakta ve böylelikle ekonomik büyüme zarar görmektedir.

Aşırı borçluluk halinde, yatırımcılar bir ülkenin fazla üretiminden endişe etmektedir. Çünkü daha çok üretim, dış borç servisini gidermek için daha yüksek düzeylerde vergilendirilme olarak ifade edilmektedir (Pattillo vd., 2002: 2-3). Yatırımcılar, gelecek dönemlerdeki çıktı artışı uğruna şimdiki maliyetlerine katlanmak istememektedirler. Borç fazlası teorisinin ekonomik büyümedeki etkilerini açık bir şekilde analiz etmemesine rağmen, aşırı dış borç stokunun, yatırımları azaltarak ekonomik büyümeye olumsuz etki ettiği üzerinde durmaktadır (Krugman, 1988: 264-266; Aysu, 2007: 88-89; Çoban ve Çöğür, 2011: 137-139).

3.4. Literatür Taraması

Literatürde dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi sınamak amacıyla çeşitli ülke veya ülke grupları için yapılan pek çok çalışma bulunmaktadır. Bu kapsamda genellikle eşbütünleşme ve nedensellik testleri kullanılmaktadır. Literatürde çeşitli ülke grupları için farklı analiz yöntemleriyle farklı bulguların elde edildiği görülmektedir. Yapılan literatür taraması Tablo 3.1’de sunulmuştur;

Tablo 3.1. Literatür Taraması

Yazar	Dönem	Yöntem	Bulgu
Schclarek ve Ballester, (2005)	1970-2002	Panel Veri Analizi	Yapılan çalışma sonucunda ülkelerin dış borç seviyeleri düşük oldukça ülkelerin ekonomik büyüme oranlarının yüksek olduğunu yani buradaki ilişkinin negatif yönde olduğuna yönelik bulgulara ulaşılmıştır.
Paudel ve Shrestha, (2006)	1970-2003	En Küçük Kareler Yöntemi	Yapılan çalışma sonucunda, dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Çalışmanın farklı değişkenleri olan dış ticaret değişkeninin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğine yönelik bulgulara ulaşılrken; bir diğer değişken olan işgücü değişkeninin ise ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediğine dair bulgulara ulaşılmıştır.
Ayadi ve Ayadi, (2008)	1980-2007	En Küçük Kareler Yöntemi	Yapılan çalışmada, Güney Afrika’da Borç Servisi/GSYH oranı ve ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Buna ek olarak, Güney Afrika’da dış borçlardan ekonomik büyümeye doğru güçlü bir pozitif ilişki bulunmuştur.
Uysal vd. (2009)	1965-2007	Var Analizi	Çalışmada uzun ve kısa olmak üzere iki ayrı dönemde de inceleme yapılmıştır. Çalışmanın

			bulgularına göre uzun dönemde de kısa dönemde de dış borçlar, ekonomik büyümeye olumsuz yönde etki yapmaktadır.
Çiçek vd. (2010)	1990-2009	Regresyon Analizi / Engle Granger Eşbütünleşme Testi	Yapılan çalışmada iç borçlanmanın ekonomik büyümeyi pozitif etkilediği bulunmuş iken; dış borçlanmanın ise ekonomik büyümeye negatif etki ettiği şeklinde bulgular elde edilmiştir.
Çöğür ve Çoban, (2011)	1980-2009	Regresyon Analizi /Johansen Eşbütünleşme Testi	Yapılan çalışma sonucunda dış borçlanma ve nüfus artış hızının ekonomik büyümede negatif bir etkide bulunduğu yönelik sonuçlara ulaşılmıştır.
Umutlu vd. (2011)	1990-2008	Klasik En Küçük Kareler Metodu	Yapılan çalışma sonucunda dış borçlanmanın ekonomik büyüme üzerine pozitif yönde etki ettiğine dair bulgulara ulaşılrken; iç borçlanmanın ise ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediğine dair bulgulara ulaşılmıştır.
Rais ve Anwar, (2012)	1972-2010	En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi	Yapılan çalışmaya göre gerek dış borçlanmanın gerekse iç borçlanmanın kişi başına düşen reel gelirden negatif etki ettiğine yönelik bulgulara ulaşılmıştır.
Ejigayehu, (2013)	1991-2010	Panel Regresyon	Çalışmaya göre, dış borç servisi/GSYH ve nüfus değişkenlerinin ekonomik büyümeye olan etkilerinin negatif yönde olduğuna yönelik bulgulara ulaşılrken; diğer değişken olan yatırım değişkeninin ekonomik büyümeye olan etkisinin ise pozitif yönde olduğuna dair bulgulara ulaşılmıştır.
Kırcı Çevik ve Cural, (2013)	1989-2012	VEC Modeli/ Toda Yamamoto Nedensellik Analizleri	Yapılan çalışma sonucunda dış borçlanmadan ekonomik büyümeye doğru olmak üzere “tek yönlü nedensellik” ilişkisinin olduğuna dair bulgulara ulaşılrken; diğer bir değişken olan iç borçlanma ve ekonomik büyüme arasında ise nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.
Erataş ve Başçı Nur, (2013)	1990-2010	Panel Veri Analizi	Yapılan çalışma sonucunda ülkelerde yaşanan dış borçlanmanın aşırı borçluluk olgusunu meydana getirdiği ve bu nedenle de dış borçlanmanın ekonomik büyüme üzerine negatif yönde bir etki yaptığına dair bulgulara ulaşılmıştır.
Kasidi ve Said, (2013)	1990-2010	En Küçük Kareler/Johansen Eşbütünleşme Yöntemi	EKK sonucunda dış borç stokunun ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğine yönelik bulgulara ulaşılrken; çalışmanın bir diğer değişkeni olan dış borç servisinin ise ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediğine dair bulgulara ulaşılmıştır.
Özel, (2015)	1970-2013	Regresyon Analizi/ Nadaraya Watson Çekirdek Regresyon Tahmini	Yapılan çalışma sonucunda dış borçlanmada ortaya çıkan 1 birimlik artışın, ekonomik büyümeyi 0,12 birim azalttığı yönünde bulgusu elde edilmiştir.
Korkmaz, (2015)	2003-2014	VAR Metodu/Granger Nedensellik Testi	Çalışma sonucunda, dış borçlanma ve ekonomik büyüme değişkenleri arasında “tek yönlü bir nedensellik” ilişkisinin olduğuna dair bulgulara ulaşılmıştır.
Adedoyin vd. (2016)	1981-2014	ARDL Eşbütünleşme Analizi/ Granger Nedensellik Testi	Çalışmaya yönelik gerçekleştirilen ARDL analizi sonucunda gerek uzun vadede gerekse kısa vadede “dış borçlanma ve ekonomik büyüme” değişkenleri arasında

			anlamli bir iliski bulunduđuna dair bulgulara ulasilirken; calismaya yonelik gerceklestirilen nedensellik testi bulgularina gore ise degiskenler arasında “nedensellik iliskisinin olmadigina” dair bulgulara ulasilmistir.
Nwannebuike vd. (2016)	1980-2013	EKK/ Engle Granger Eşbütünlüşme Analizi	Yapılan calisma sonucunda dış borçlanmanın ekonomik büyümeyi uzun dönemde negatif yönde etkilediđine dair bulgulara ulasilirken; kısa dönemde ise dış borçların ekonomik büyümeye pozitif etki ettiđi bulgusuna ulasilmistir.
Kutlu ve Yurttagüler, (2016)	1998-2014	Granger Nedensellik Testi	Çalışmada yapılan nedensellik testine göre, dış borçlardan ekonomik büyümeye doğru olacak şekilde “tek yönlü bir nedensellik” iliskisi bulunmaktadır.
Saraç ve Yücel, (2017)	2000-2016	Eşik Deđer Regresyon Analizi	Yapılan calisma sonucunda dış borçların ekonomik büyüme üzerine negatif yönde etki yaptigina dair bulgulara ulasilmistir.
Ndubuisi, (2017)	1985-2015	Johansen Eşbütünlüşme Analizi/ Regresyon Analizi/ Nedensellik Testi	Yapılan analiz sonucunda dış borç servislerinin Nijerya ekonomisinin büyümesini olumsuz yönde etkilediđine dair bulgulara ulasilirken bu bulguların istatistiki olarak da anlamsız olduđu belirlenmiştir. Nedensellik testine göre ise, dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasında “tek yönlü bir nedensellik” iliskisi bulunmuştur.
Kharusi ve Ada, (2018)	1990-2015	ARDL Eşbütünlüşme Analizi	Modelde kullanılan degiskenler arasında “uzun dönemli iliskinin” bulunduđuna yönelik sonuçlara ulasilmistir.
Doruk, (2018)	1970-2014	Bayer Hanck Eşbütünlüşme Testi	Yapılan calisma sonucunda dış borçlanmanın ekonomik büyüme üzerine uzun dönemde bir etki yapmadigina dair bulgulara ulasilirken; ayrıca dış borçların “tasarruf”, “sermaye-hasilâ katsayısı” ve “beşeri sermaye” kanallarıyla ekonomik büyümeye katkı yapmadigina dair bulgulara da ulasilmistir.
Mercan ve Ergen, (2018)	1990-2017	VAR Modeli/ Granger Nedensellik Analizi	Çalışmada yapılan VAR analizinden bulunan sonuca göre; ekonomik büyümede ortaya çıkan bir şoka karşı dış borcun tepkisi ikinci dönemde negatif yöndedir.
Gövdeli, (2019)	1970 – 2016	ARDL Sınır Testi	Yapılan çalışmada dış borçlanmanın ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilenmiş olduđu bulunmuş iken, diđer degiskenler olan dış açıklık ile tüketici fiyat endeksi degiskenlerinin ise ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediđi yönünde bulgulara ulasilmistir.
Çapık ve Kösekahyaoğlu, (2019)	1985-2018	En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi/ ARDL Sınır Testi/ Johansen Eşbütünlüşme Testi / Toda Yamamoto Yaklaşımına Dayalı Granger Nedensellik Analizi	Yapılan çalışmada dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasında “nedensellik iliskisi” bulunamamıştır. Çalışmada ayrıca ekonomik büyüme ve dış borç stoku degiskenlerinden işgücü degiskenine doğru “tek yönlü bir nedensellik iliskisinin” olduđu yönünde bulgulara ulasilirken; dış borç stoku degiskeninden de ihracat degiskenine doğru olacak şekilde “tek yönlü bir nedensellik iliskisi” olduđuna dair bulgulara ulasilmistir.
Balkanlı, (2019)	1983-2017	Eşbütünlüşme Testi	Yapılan çalışmada, dış borçlanmadaki artışın ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkiye sahip olduđu bulunmuştur.

Yıldız, (2019)	1998-2017	VAR Analizi	Dış borçların ekonomik büyümede pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Güneş, (2019)	1995-2016	Panel Veri Analizi	Yapılan çalışma sonucunda ekonomik büyüme değişkeninden dış borçlanma değişkenine doğru “tek yönlü bir nedensellik” ilişkisinin olduğuna dair bulgulara ulaşılmıştır.
Bakır Yiğitbaş ve Cambazoğlu, (2019)	1989-2017	VAR Analizi/ Granger Nedensellik Testi	Dış borçlanmanın ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediği yönünde bulgulara ulaşılmıştır.
Cebeci Mazlum, (2020)	1990-2016	Emirmahmutoğlu ve Köse Panel Veri Analizi/ Panel Nedensellik Testi	Yapılan çalışma sonucunda, çalışmaya ait değişkenler arasında ülkeden ülkeye değişmekle birlikte tek yönlü ve çift yönlü nedensellikler bulunmuştur.
Biçer, (2020)	1970-2017	ARDL Sınır Testi	Çalışmadan elde edilen bulgulara göre; analize yönelik tüm modellerde dış borçların ekonomik büyümeye olan etkisi negatif olarak bulunmuştur.
Görgün, (2020)	1986-2018	Lee Strazicich Birim Kök Testi/Maki Eşbütünleşme Testi	Doğrudan yabancı yatırımlar ve dış borçların ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğine dair bulgulara ulaşılmıştır; diğer bir değişken olan portföy yatırımlarının ise ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediğine dair bulgulara ulaşılmıştır.

Literatürde bulunan dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ele alındığı çalışmalar genel olarak değerlendirildiğinde incelenen ülke ve zaman aralıklarına göre farklı bulguların elde edildiği görülmektedir. Bazı çalışmalarda incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme ya da nedensellik ilişkisinin bulunduğunu bazı çalışmalarda ise değişkenler arasında ilişki bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum, ülkelerin yapısal farklılıkları ve dönem özelliklerine göre ilişkinin şekil aldığını göstermektedir.

3.5. Veri Seti

Çalışmanın bu kısmında Türkiye için dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki hem geleneksel eşbütünleşme testleri hem de Fourier eşbütünleşme testleriyle incelenecektir. Verilere ait bilgiler aşağıdaki tabloda ifade edildiği gibidir;

Tablo 3.2. Değişkenlerin Tanımlamaları ve Kaynakları

Değişkenler	Açıklaması	Kaynağı
Dış Borçlanma	Dış borç stokları (Yıllık US \$)	Dünya Bankası
Ekonomik Büyüme	Reel GSYİH (Yıllık US \$)	Dünya Bankası

Çalışmadaki veriler logaritması alınarak kullanılmıştır. Çünkü serinin logaritması alındığında, varyans sabitleşmekte ve aykırı gözlemlerin etkileri azalmaktadır (Türe ve Akdi, 2005: 6).

3.6. Ampirik Sonuçlar

Değişkenlerin durağanlıklarının sınanması amacıyla yapılan birim kök testi sonuçları Tablo 3.3'te ifade edildiği gibidir;

Tablo 3.3. Birim Kök Testleri

	Sabitli Model			Trendli Model		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Dış Borç	-1.482 (0.534)	-1.525 (0.512)	0.944*	-2.528 (0.313)	-2.543 (0.306)	0.190*
ΔDış Borç	-4.955 (0.000)*	-4.988 (0.000)*	0.207	-4.864 (0.001)*	-4.711 (0.002)*	0.072
Ekonomik Büyüme	-1.213 (0.661)	-1.191 (0.671)	0.952*	-2.583 (0.289)	-2.814 (0.199)	0.184*
ΔEkonomik Büyüme	-4.741 (0.000)*	-4.764 (0.000)*	0.114	-4.723 (0.002)*	-4.763 (0.001)*	0.067

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir. KPSS testine ait kritik değerler Kwiatkowski vd. (1992) çalışmasında yer almaktadır.

ADF testi sonucunda incelenen dış borç ve ekonomik büyüme değişkenlerinin hem sabitli modelde hem de trendli modelde birinci farkta durağanlaştığı görülmektedir. PP testi sonucunda, sabitli modelde hem dış borç hem de ekonomik büyüme değişkenlerinin birinci farkta durağan hale geldiği, trendli modelde ise dış borç değişkeninin düzey değerinde, ekonomik büyüme değişkeninin ise birinci farkta durağanlaştığı görülmektedir. KPSS testi sonucunda hem sabitli modelde hem de trendli modelde değişkenlerin birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

Değişkenlerin durağanlıklarının sınanması amacıyla yapılan yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları Tablo 3.4'te ifade edildiği gibidir;

Tablo 3.4. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

		I(0)		I(1)	
		Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği
Zivot Andrews	Dış Borç	2007	-3.42	1989	-5.45**
	Ekonomik Büyüme	2001	-4.14	2011	-5.75*
Lee Strazicich (Tek Kırılmalı)	Dış Borç	1986	-2.40	2013	-4.36*
	Ekonomik Büyüme	2009	-2.94	2000	-4.11**
Lee Strazicich (İki Kırılmalı)	Dış Borç	1983/2016	-2.86	2000/2016	-4.98*
	Ekonomik Büyüme	1999/2015	-2.42	2000/2009	-6.26*

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir. Zivot Andrews testi için kritik değerler Zivot Andrews (1992), Lee Strazicich (Tek Kırılmalı) testi için kritik değerler Lee Strazicich (2003) ve Lee Strazicich (İki Kırılmalı) için kritik değerler ise Lee Strazicich (2004) makalesinde yer almaktadır.

Zivot Andrews birim kök testi sonucunda incelenen dış borç ve ekonomik büyüme değişkenlerinin hem sabitli modelde hem de trendli modelde birinci farkta durağanlaştığı görülmektedir. Lee Strazicich (tek kırılmalı) birim kök testi sonucunda hem sabitli modelde hem de trendli modelde dış borç ve ekonomik büyüme

değişkenlerinin birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir. Lee Strazicich (iki kırılmalı) birim kök testi sonucunda hem sabitli modelde hem de trendli modelde dış borç ve ekonomik büyüme değişkenlerinin birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

Değişkenlerin durağanlıklarının sınanması amacıyla yapılan Fourier birim kök testi sonuçları Tablo 3.5’te ifade edildiği gibidir;

Tablo 3.5. Fourier Birim Kök Testleri

		Sabitli Model					Trendli Model				
		k	Min KKT.	F İst.	Test İstatistiği	ADF	k	Min KKT.	F İst.	Test İstatistiği	ADF
FADF (Enders & Lee (2012))	Dış Borç	5	2.437	9.096*	-1.232		5	0.680	1.862		-2.528 (0.313)
	ΔDış Borç	5	0.799	0.926		-4.955 (0.000)*	5	0.788	1.218		-4.864 (0.001)*
	Ekonomik Büyüme	5	4.052	15.405*	-2.739		5	0.100	5.037*	0.356	
	ΔEkonomik Büyüme	5	0.059	5.277*	-3.985**		5	0.100	4.893*	3.712**	
	Dış Borç	1	53.637	29.801*	0.354		1	1.414	34.127*	-3.273	
FADF	ΔDış Borç	1	0.804	1.527		-4.955 (0.000)*	5	0.791	1.321		-4.864 (0.001)*
	Ekonomik Büyüme	1	8.101	34.715*	-1.968		5	0.124	8.797*	-2.038	
	ΔEkonomik Büyüme	5	0.103	5.414*	-6.119*		5	0.101	5.097*	-6.166*	
	Dış Borç	0.5	4.621	600.463*	-1.185		0.5	1.052	53.917*	-2.946	
	ΔDış Borç	0.5	0.799	1.981		-4.955 (0.000)*	0.5	0.789	1.372		-4.864 (0.001)*
Kesirli FADF	Ekonomik Büyüme	0.5	3.495	936.908*	-2.864		2.5	0.13	8.38*	-2.27	
	ΔEkonomik Büyüme	2.5	0.116	2.065		-3.369 (0.001)*	0.5	0.111	2.691		-4.723 (0.002)*
		k	Min KKT.	F İst.	Test İstatistiği	KPSS	k	Min KKT.	F İst.	Test İstatistiği	KPSS
FKPSS	Dış Borç	1	53.637	29.801*	0.042*		1	1.414	34.127*	0.012*	
	ΔDış Borç	1	0.804	1.527		0.207	5	0.791	1.321		0.072
	Ekonomik Büyüme	1	8.101	34.715*	0.017*		5	0.124	8.797*	0.006*	
	ΔEkonomik Büyüme	5	0.103	5.414*	0.133		5	0.101	5.097*	0.088	

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir. F testi ve FKPSS için kritik değerler Becker et al (2006), FADF için kritik değerler Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), Kesirli FADF için kritik değerler Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) makalesinde yer almaktadır. KPSS testine ait kritik değerler Kwiatkowski vd. (1992) çalışmasında yer almaktadır.

Analizde ilk olarak değişkenlerin Fourier fonksiyonlarının anlamlılık sınaması F testi ile yapılmıştır. FADF (Enders ve Lee, 2012) testi için uygulanan F testi sonucunda, ekonomik büyüme değişkeninin hem sabitli hem de trendli modelde Fourier fonksiyonlarının anlamlı olduğu görülmektedir. Fourier fonksiyonu için anlamlılık bulgusu elde edildikten sonra uygulanan FADF (Enders ve Lee, 2012) testi sonucunda,

ekonomik büyüme değişkeninin birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir. Dış borç değişkeni için uygulanan F testi sonucunda ise sadece sabitli modelde dış borç değişkeninin düzey değeri için Fourier fonksiyonunun anlamlı olduğu görülmektedir. Bu nedenle Fourier fonksiyonlarının anlamlı bulunmadığı değişkenler için ADF testi uygulanmıştır. ADF testi sonucunda dış borç değişkeninin hem sabitli hem trendli modelde birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

FADF testi için uygulanan F testi sonucunda, ekonomik büyüme değişkeninin hem sabitli hem de trendli modelde Fourier fonksiyonlarının anlamlı olduğu görülmektedir. Fourier fonksiyonu için anlamlılık bulgusu elde edildikten sonra uygulanan FADF testi sonucunda ekonomik büyüme değişkeninin birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir. Dış borç değişkeni için uygulanan F testi sonucunda ise hem sabitli hem trendli modelde dış borç değişkeninin düzey değeri için Fourier fonksiyonunun anlamlı olduğu, ancak birinci fark değerleri için anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu nedenle Fourier fonksiyonlarının anlamlı bulunmadığı değişkenler için ADF testi uygulanmıştır. ADF testi sonucunda dış borç değişkeninin hem sabitli hem trendli modelde birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

Kesirli FADF testi için uygulanan F testi sonucunda, ekonomik büyüme ve dış borç değişkenlerinin düzey değerlerinin hem sabitli hem de trendli modelde Fourier fonksiyonlarının anlamlı olduğu görülmektedir. Ancak iki değişkenin de birinci farkta Fourier fonksiyonlarının anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu nedenle ADF testi uygulanmıştır. ADF testi sonucunda dış borç ve ekonomik büyüme değişkenlerinin hem sabitli hem trendli modelde birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

FKPSS testi için uygulanan F testi sonucunda, ekonomik büyüme değişkeninin hem sabitli hem de trendli modelde Fourier fonksiyonlarının anlamlı olduğu görülmektedir. Fourier fonksiyonu için anlamlılık bulgusu elde edildikten sonra uygulanan FKPSS testi sonucunda ekonomik büyüme değişkeninin hem sabitli hem de trendli modelde birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir. Dış borç değişkeni için uygulanan F testi sonucunda ise hem sabitli hem trendli modelde dış borç değişkeninin düzey değeri için Fourier fonksiyonunun anlamlı olduğu, ancak birinci fark değerleri için anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu nedenle Fourier fonksiyonlarının anlamlı bulunmadığı değişkenler için KPSS testi uygulanmıştır. KPSS testi sonucunda

dış borç değişkeninin hem sabitli hem trendli modelde birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

Durağanlık bulgusu elde edildikten sonra dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi için yapılan eşbütünleşme test sonuçları şu şekildedir;

Tablo 3.6. Engle ve Granger Eşbütünleşme Test Sonuçları

	Tau Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Dış Borç-Ekonomik Büyüme	-5.384	0.000*

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir.

Tablo 3.6’da yapılan Engle-Granger eşbütünleşme testinden elde edilen bulgular yer almaktadır. Buna göre dış borç ile ekonomik büyüme arasında %1 anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

Johansen eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için gerekli uygun gecikme uzunluğu aşağıdaki gibidir;

Tablo 3.7. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	97.95087	NA*	5.29e-05*	-4.171777*	-4.092271*	-4.141994*
1	98.73506	1.466088	6.08e-05	-4.031959	-3.793441	-3.942609
2	100.9093	3.875862	6.60e-05	-3.952579	-3.555049	-3.803662
4	102.3054	2.367185	7.41e-05	-3.839363	-3.282820	-3.630879

Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için elde edilen sonuçlar Tablo 3.7’de belirtilmektedir. Buna göre modelin LR, FPE, AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu 1 olarak elde edilmiştir.

Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi amacıyla yapılan Johansen eşbütünleşme test sonuçları şu şekildedir;

Tablo 3.8. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Hipotezdeki Koentegre Vektör Sayısı	Özdeğer (Eigenvalue)	İz İstatistiği (Trace Statistics)	%5 Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok	0.396161	32.40347	20.26184	0.0007*
En fazla 1	0.156861	8.189943	9.164546	0.0763

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir.

Tablo 3.8’de yapılan Johansen eşbütünleşme testinden elde edilen bulgular yer almaktadır. Buna göre dış borç ile ekonomik büyüme arasında %1 anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi amacıyla yapılan yapısal kırılmalı eşbütünleşme test sonuçları şu şekildedir;

Tablo 3.9. Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Test Sonuçları

		Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri
Gregory ve Hansen	Dış Borç-Ekonomik Büyüme	-6.55*	2017
Hatemi-J	Dış Borç-Ekonomik Büyüme	-7.37*	1984/1988
Maki	Dış Borç-Ekonomik Büyüme	7.391*	1998

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir. Gregory ve Hansen testi için kritik değerler Gregory ve Hansen (1996), Hatemi-J testi için kritik değerler Hatemi-J (2008) ve Maki testi için kritik değerler Maki (2012) çalışmasında yer almaktadır.

Tablo 3.9’da yapılan yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerden elde edilen bulgular yer almaktadır. Buna göre uygulanan Gregory ve Hansen, Hatemi-J ve Maki eşbütünleşme testlerine göre dış borç ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi amacıyla yapılan Fourier ADL eşbütünleşme test sonuçları şu şekildedir;

Tablo 3.10. Fourier ADL Eşbütünleşme Test Sonuçları

		Kritik Değerler			
	k	Test İstatistiği	1%	5%	10%
Dış Borç-Ekonomik Büyüme	1	-4.885*	-4.73	-4.09	-3.76

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir.

Tablo 3.10’da yapılan Fourier ADL testi sonucundan elde edilen sonuçlar yer almaktadır. Buna göre dış borç ile ekonomik büyüme arasında %1 anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

Dış borç ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi amacıyla yapılan Tsong vd. (2016) eşbütünleşme test sonuçları şu şekildedir;

Tablo 3.11. Tsong vd. (2016) Eşbütünleşme Test Sonuçları

	k	Min KKT.	F İst.	CI_f^m
Dış Borç-Ekonomik Büyüme	2	0.431	1.926	0.363**

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir. CI_f^m , Fourier Shin ve CI^m , Shin istatistik değerini belirtmektedir. Fourier Shin eşbütünleşme testi ve F testi için kritik değerler Tsong et al (2016) makalesinde yer almaktadır.

Tablo 3.11’de yapılan Tsong vd. (2016) testi sonucundan elde edilen bulgular yer almaktadır. Buna göre dış borç ile ekonomik büyüme arasında %5 anlamlılık düzeyinde uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

Trigometrik terimler dahil edilerek elde edilen FMOLS, DOLS ve CCR uzun dönem katsayı tahmin sonuçları aşağıdaki gibidir;

Tablo 3.12. Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

	Değişken	Katsayı	Standart Hata	t Test İstatistiği	Olasılık Değeri
FMOLS	Dış Borç	-0.107336	0.000172	238.0910	0.000*
	Sin	0.000904	0.000358	2.892260	0.005*
	Cos	-0.003992	0.000235	-10.61520	0.000*
	c	2.190641	0.004301	509.3504	0.000*
	R ²	0.82837	Düzeltilmiş R ²	0.8364	
DOLS	Dış Borç	-0.068143	0.000168	244.6962	0.000*
	Sin	-0.000871	0.000364	3.269734	0.002*
	Cos	-0.002734	0.000245	-9.796699	0.000*
	c	2.188289	0.004185	522.8520	0.000*
	R ²	0.835855	Düzeltilmiş R ²	0.82702	
CCR	Dış Borç	-0.150405	0.000168	244.0812	0.000*
	Sin	0.002521	0.000355	2.818891	0.007*
	Cos	-0.003679	0.000255	-10.03689	0.000*
	c	0.055878	0.004161	526.5556	0.000*
	R ²	0.804813	Düzeltilmiş R ²	0.771800	

NOT: *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde yokluk hipotezinin reddedileceğini belirtmektedir.

Tablo 3.12’de elde edilen sonuçlar, incelenen üç yöntem için de her iki trigonometrik terimin uzun vadede anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu durum mevcut çalışmada yapıldığı gibi bunların tahmine dahil edilmesi gerektiği anlamına gelmektedir. Elde edilen sonuçlar incelendiğinde, FMOLS yöntemine göre dış borç %1 arttığında ekonomik büyüme %10 azalmaktadır. DOLS yöntemine göre dış borç %1 arttığında ekonomik büyüme %6 azalmaktadır. CCR yöntemine göre ise dış borç %1 arttığında ekonomik büyüme %15 azalmaktadır. FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleriyle elde edilen bulguların birbirlerine yakın olduğu görülmektedir.

SONUÇ

Ekonometrik bir zaman serisinde incelenen serinin özelliklerini bilmek oldukça önemlidir. Ekonometrik analizlerde ve diğer bilim dallarındaki kullanımıyla gittikçe önem kazanan zaman serileri, değişkenlerin çeşitli zamanlarda gözlenen değerlerinin kümesi şeklinde ifade edilmektedir. Durağanlık sınamasında birim kök testleri oldukça önemli bir yere sahiptir. Birim kök testi denkleminde bulunan katsayıların 1 olması serinin birim köklü olduğunu göstermektedir (Gujarati ve Porter, 2012: 773). Genellikle tercih edilen yöntemler, Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş (Augmented) Dickey ve Fuller (1981), Phillips Perron (1988), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) ve Ng ve Perron (1996) birim kök testleridir.

Zaman serilerinde kırılmaların yapısının ve sayısının önceden bilinmediği durumlarda testler istenildiği gibi güçlü değildir. Bu durumda kırılmaların yapısının ve sayısının önceden bilinmesine ihtiyaç duymayan Fourier birim kök testleri kullanılmaya başlanmıştır (Becker vd., 2006: 382). Fourier yapısının kullanılarak daha güçlü sonuçların elde edilebileceği Fourier birim kök testleri şunlardır: Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF Birim Kök Testi, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) Kesirli Fourier ADF Birim Kök Testi, Enders ve Lee (2012) FADF Birim Kök Testi, Rodrigues ve Taylor (2012) FGLS Birim Kök Testi, Becker vd. (2006) Fourier KPSS Birim Kök Testi'dir.

Tsong vd. (2016) yaptıkları çalışmada, eşbütünleşme testlerinde bulunan bilinmeyen sayı ve formdaki yapısal kırılmaları iyi bir şekilde tespit edebilmek amacıyla Fourier fonksiyonlarını modele dahil etmişlerdir. Banerjee vd. (2017) yaptıkları çalışmada ise eşbütünleşme testlerinde bulunan bilinmeyen sayı ve formdaki yapısal kırılmaların modellenmesi için yeni bir eşbütünleşme testi önermişlerdir. Fourier fonksiyonlarını denklemlere dahil edildiğinde güvenilirliği sağlamanın nedeni eşbütünleşme testlerinde bulunan sert ve yumuşak geçişlerdeki yapısal kırılmaları iyi bir şekilde tespit edebilmesidir. Bu bağlamda geliştirilen Fourier eşbütünleşme testleri şunlardır: Tsong vd. (2016) Eşbütünleşme Testi, Fourier ADL Eşbütünleşme Testi ve Fourier ARDL Eşbütünleşme testidir.

Çalışmanın uygulama kısmında Türkiye için dış borçlanma ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki hem geleneksel hem de Fourier eşbütünleşme testleriyle incelenmek istenmiştir. Bu kapsamda 1970-2020 yılları arasındaki verilerin ilk olarak

durağanlık sınaması yapılmıştır. Durağanlık sınaması için de hem geleneksel hem de Fourier birim kök testleri kullanılmıştır.

Geleneksel birim kök testlerinden ADF, PP ve KPSS testleri sonucunda, incelenen dış borç ve ekonomik büyüme değişkenlerinin hem sabitli modelde hem de trendli modelde birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden Zivot-Andrews, Lee-Strazicich (tek kırılmalı) ve Lee-Strazicich (iki kırılmalı) testleri sonucunda, birim kök testi sonucunda hem sabitli modelde hem de trendli modelde dış borç ve ekonomik büyüme değişkenlerinin birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

Fourier birim kök testlerinden FADF (Enders ve Lee-2012a), FADF (Christopoulos ve Leon-Ledesma, 2010), Kesirli FADF (Christopoulos ve Leon-Ledesma, 2011) ve FKPSS (Becker vd., 2006) testleri sonucunda hem sabitli modelde hem de trendli modelde dış borç ve ekonomik büyüme değişkenlerinin birinci farkta durağan hale geldiği görülmektedir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesi amacıyla yapılan geleneksel eşbütünleşme testlerinden Engle ve Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerine göre dış borç ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

Fourier eşbütünleşme testlerinden Fourier ADL ve Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testlerine göre, dış borç ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir.

Uzun dönem katsayı tahmini için ele alınan FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine trigonometrik terimler eklenerek yapılan analizler sonucunda; FMOLS yöntemine göre dış borç %1 arttığında ekonomik büyüme %10 azalmaktadır. DOLS yöntemine göre dış borç %1 arttığında ekonomik büyüme %6 azalmaktadır. CCR yöntemine göre ise dış borç %1 arttığında ekonomik büyüme %15 azalmaktadır.

KAYNAKÇA

- Adedoyin, L. I., Bibire M. B., Adegloba O. O. ve Adeoti, J. O. (2016). External Debt and Economic Growth: Evidence from Nigeria, *Acta Universitatis Danubius. Economica*, 12(6): 179-194.
- Aktuğ, S. (2010). Kavramsal Açıdan Ekonomik Büyüme, Ekonomik Kalkınma ve Bölüşüm İlişkileri.
- Ayadi, F. ve Ayadi, O. F. (2008). The Impact of External Debt on Economic Growth: a Comparative Study of Nigeria and South Africa. *Journal of Sustainable Development in Africa*, 10(3): 234-264.
- Aysu, A. (2007). Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Bakır Yiğitbaş, Ş. Ve Cambazoğlu, B. (2019). The Relationship Between External Debt and Economic Growth: The Case of Turkey. *Current Debates In Economic Growth & Public Finance & Game Theory Studies*.
- Bal, H. (1999). Uluslararası Finansman, Dış Borç Yönetimi ve Türkiye. Adana: Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi.
- Balkanlı, A. O. (2019). External Debt and Growth Relationship in Turkey: An Econometric Analysis (1983-2017). *Journal of Strategic Research in Social Science*, 5(1): 29-46.
- Banerjee, P., Arčabić, V. ve Lee, H. (2017). Fourier ADL Cointegration Test To Approximate Smooth Breaks With New Evidence From Crude Oil Market. *Economic Modelling*, 67, 114-124.
- Becker, R., Enders, W. ve Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3): 381-409.
- Biçer, B. (2020). Dış Borç-Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1970-2017 Dönemi Türkiye Örneği. *Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1): 23-45.
- Canpolat, E. (2017). Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerine Dayalı Kalıntılarla Genişletilmiş Fourier Fonksiyonlu Panel Birim Kök Testi, Doktora Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İnönü Üniversitesi.

- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D. ve Perron, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses, *Econometric Theory*, 25: 1754-1792.
- Cebeci Mazlum, E. (2020). Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: 1990-2016 Dönemi Latin Amerika Ülkeleri Örneği. *Ekonomik Bilimleri Dergisi*, 12(2): 145-162.
- Christopoulos, D. K. ve Leon-Ledesma, M. A. (2010). Smooth Breaks and Non-Linear Mean Reversion: Post Bretton Woods Real Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6): 1076–1093.
- Christopoulos, D. K. ve Leon-Ledesma, M. A. (2011). International Output Convergence, Breaks, and Asymmetric Adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15(3).
- Claessens, S., Detragiache, E., Kanbur R. ve Wickham, P. (1996). Analytical Aspects of the Debt Problems of Heavily Indebted Poor Countries. Policy Research Dissemination Center (World Bank, UNICEF, IMF), Policy Research Working Paper, Sayı: 1618: 1-40
- Çapık, E. ve Kösekahyaoglu, L. (2019). Türkiye’de Dış Borç-Büyüme İlişkisi: 1985-2018 Dönemi Üzerine Bir İnceleme. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 11(21): 411-427.
- Çetin, M. (2018). Türkiye’de Finansal Gelişme ve Enerji Tüketimi İlişkisi: Bir Zaman Serisi Kanıtı. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13 (3): 69-88. DOI: 10.17153/oguibf.421936.
- Çiçek, H. Gözegir, S. ve Çevik, E. (2010). Bir Maliye Politikası Aracı Olarak Borçlanma ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği (1990-2009). *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1): 141-156.
- Çil Yavuz, N. (2004). Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri: İMKB Ulusal-100 Endeksi ile Bir Uygulama, *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(1): 239-247.
- Çögürücü, İ. ve Çoban, O. (2011). Dış Borç Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği (1980-2009). *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 13(21): 133-149.

- Damar, E. (2020). Turizm Şoklarının Fourier ve Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleriyle Analizi: Türkiye Örneği. Necmettin Erbakan Üniversitesi.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1072.
- Doruk, Ö. T. (2018). Dış Borçlar ve Ekonomik Büyüme: Türkiye Ekonomisinde 1970-2014 Dönemi için Ampirik Bir İnceleme. *Maliye Dergisi*, 175: 96-114.
- Ejigayehu, D. A. (2013). The Effect of External Debt on Economic Growth: A Panel Data Analysis on the Relationship Between External Debt and Economic Growth, (Unpublished MA Thesis), Södertörn University-Södertörns högskola Department of economics, Stockholm, Sverige.
- Elliot, G., Rothenberg T. ve Stock, J. H. (1996). Efficient tests for autoregressive unit root. *Econometrica*, 64: 813–36.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, Birinci Baskı, Wiley.
- Enders, W. ve Lee, J. (2004). Testing for A Unit Root with a Nonlinear Fourier Function, In *Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings*, 457: 1-47.
- Enders, W. ve Lee, J. (2012a). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Enders, W. ve Lee, J. (2012b). The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests, *Economics Letters*, 117(1): 196-199.
- Engle, R. ve Granger, C. (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Erataş, F. ve Nur, H. B. (2013). Dış Borç ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yükselen Piyasa Ekonomileri Örneği. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(2): 207-230.
- Erdil Şahin, B. (2012). Türkiye’de Dış Borç Sorunu ve Avrupa Borç Krizi’nin Etkileri. *Hukuk ve İktisat Araştırmaları Dergisi*, 4(1): 45-54.
- Erdoğan, S. (2006). Türkiye’nin İhracat Yapısındaki Değişme ve Büyüme İlişkisi: Koentegrasyon ve Nedensellik Testi Uygulaması. *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, (1): 30-39.

- Erdoğan, L., Tiryaki, A. ve Ceylan, R. (2018). Türkiye’de Uzun Dönem Ekonomik Büyümenin Belirleyicilerinin ARDL, FMOLS, DOLS ve CCR Yöntemleriyle Tahmini. Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 36 (4): 39-57. DOI: 10.17065/huniibf.336371.
- Evgin, T. (1996). Dış Borçlanma ve Dış Borçlarımızda Yapılan Düzenlemeler, Ekonomik Yaklaşım Dergisi, 7(23): 15–33.
- Göktaş, Ö. (2008). Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açığının Sürdürülebilirliğinin Analizi. İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 8, 45-64.
- Görgün, M. R. (2020). Kalkınmanın Finansmanında Yabancı Sermaye Hareketleri ve Dış Borç Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi, 11(2): 530-546.
- Gövdeli, T. (2019). External Debt and Economic Growth in Turkey: an Empirical Analysis. Sosyoekonomi, 27(40): 119-130.
- Granger, C. ve Newbold, P. (1974). Spurious Regression in Econometrics, Journal of Econometrics, 2, 111-120.
- Gregory, A. W. ve Hansen, B. E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts. Journal of Econometrics, 70: 99-126.
- Gujarati, D. N. (2003). Basic Econometrics. 4th Edition, McGraw-Hill, New York.
- Gujarati, N. D. ve Porter, C. D. (2012). Temel Ekonometri, Şenesen, Ümit; Şenesen, G. Gülay, (Çev.), Literatür Yayınları, 5. Baskı, İstanbul.
- Güneş, H. (2019). Dış Borçların Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri: 22 Az Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke İçin Ekonometrik bir Analiz. Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 21(2): 56-69.
- Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis, Princeton University Press.
- Hansen, B. E. ve Phillips, P. C. B. (1990). Estimation and Inference in Models of Cointegration: A Simulation Study, Advances in Econometrics, 8: 225-248.
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration. Empirical Economics. 35. 497-505. doi: 10.1007/s00181- 007-0175-9.
- İğde, E. (2010). Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar. Adana: T.C Çukurova Üniversitesi, SBE, Ekonometri Anabilim Dalı.

- İzolluoğlu, C. (2019). Zaman Serisi Birim Kök Testleri ve Bir Uygulama, Yüksek Lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İnönü Üniversitesi.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamic and Control* (12): 231-254.
- Johansen, S. ve Juselius K. (1990). Maximum Likelihood Estimation And Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, (52), 169-210.
- Karaaslan, İ. (2018). Yapısal Değişime İzin Veren Birim Kök Testleri ile Gelişmekte olan Yedi Ülkenin Reel Döviz Kurlarının Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Sakarya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Kasidi, F., A. ve Said, M. (2013). Impact of External Debt on Economic Growth: a Case Study of Tanzania. *Advances in Management & Applied Economics*, 3(4): 59-82.
- Kennedy, P. (1994). *A Guide to Econometrics*. MIT Press.
- Kharusi, S. A. ve Ada, M. S. (2018). External Debt and Economic Growth: the Case of Emerging Economy. *Journal of Economic Integration*, 33(1): 1141-1157.
- Kırcı Çevik, N. Ve Cural, M. (2013). İç Borçlanma, Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: 1989-2012 Dönemi Türkiye Örneği. *Maliye Dergisi*, Sayı: 165: 115-139.
- Kızılkaya, F. (2019). Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Temellere Dayalı Fourier Birim Kök Testlerinin Kombinasyonu, 23(1): 47-55.
- Korkmaz, S. (2015). The Relationship Between External Debt and Economic Growth in Turkey. *Proceedings of the Second European Academic Research Conference on Global Business, Economics, Finance and Banking (EAR15Swiss Conference)*, Zurich-Switzerland, 3-5 July, ss. 1-9.
- Kostakoğlu, S. F. (2015). Regülasyon ve Ekonomik Büyüme. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (39),
- Krugman, P. (1988). Financing vs. Forging a Debt Overhang. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Sayı: 2486: 1-31.
- Kutlu, S. ve Yurttagüler, İ. M. (2016). Türkiye’de Dış Borç ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 1998-2014 Dönemi İçin Bir Nedensellik Analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 38(1): 229-248.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lee, J. ve Strazicich, M. (2003). Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *Review of Economic and Statistics*, 85(4): 1082–1089.
- Lee, J. ve Strazicich, M. (2004). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break, *Department of Economics Working Papers*, No: 04-17, Appalachian State University.
- Ludlow, J. ve Enders, W. (2000). Estimating Non-Linear ARMA Models Using Fourier Coefficients. *International Journal of Forecasting*, 16(3): 333-347.
- Lumsdaine, R. L. ve D.H. Papell (1997). Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 79(2): 212-18.
- MacKinnon, J. (1991). Critical Values for Cointegration Tests. In: Engle, R. and Granger, C., Eds., *Long Run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, 267-276.
- Maki, D. (2012). Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks. *Economic Modelling*, 29(5): 2011-2015.
- Mcnown, R., Sam, C. Y. ve Goh, S. K. (2018). Bootstrapping The Autoregressive Distributed Lag Test For Cointegration. *Applied Economics*, 50: 1509–1521.
- Mehmood, B., Feliceo, A. ve Shahid, A. (2014). What Causes What? Aviation Demand and Economic Growth in Romania: Cointegration Estimation and Causality Analysis. *Romanian Economic and Business Review*, 9: 21-34.
- Mercan, N. ve Ergen, E. (2018). Ekonomik Büyüme ve Dış Borçlanma Arasındaki İlişki: Türkiye Açısından Ekonometrik Bir Analiz. *Pamukkale Journal of Eurasian Socioeconomic Studies*, 5(2): 13-30.
- Narayan, P. K. (2004). Reformulating Critical Values for the Bounds F-Statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji. *Department of Economics, Discussion Papers*, No.02/04, Monash University, Victoria 3800, Australia.

- Narayan, P. K. ve S. Popp (2010). A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time, *Journal of Applied Statistics*. 37(9): 1425-1438.
- Ndubuisi, P. (2017). Analysis of the Impact of External Debt on Economic Growth in an Emerging Economy: Evidence from Nigeria. *African Research Review*, 11(4): 156-173.
- Nelson, C. R. ve Plosser, C. I., (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics* 10, 139–162.
- Ng, S. ve P. Perron (1996). Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268–281.
- Ng, S. ve Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- Nissanke, M. ve Ferranrini, B. (2001). Debt Dynamics and Contingency Financing: Theoretical Reappraisal of the HIPC Initiative, WIDER Development Conference on Debt Relief, Helsinki.
- Nwannebuike, U. S., Ike, U. J. ve Onuka, O. I. (2016). External Debt and Economic Growth: the Nigeria Experience. *European Journal of Accounting Auditing and Finance Research*, 4(2): 33-48.
- Özel, H. A. (2015). Analysis of Foreign Debt and Economic Growth in Turkey by Using Core Regression. *Eurasian Econometrics, Statistics and Empirical Economics Journal*, 1(1): 18-31.
- Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions, *Econometrica*, 60(1): 119-143.
- Pattillo, C., Poirson, H. ve Ricci, L. (2002). External Debt and Growth. IMF Working Paper No. 2, IMF, Washington.
- Paudel, R. ve Shrestha, M. B. (2006). The Role of External Debt, Total Trade and Labour Force in Economic Growth: the Case of Nepal. *The Business Review, Cambridge*, 5(2): 130-136.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica* 57, 1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further Evidence On Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80: 355-385.

- Perron, P. ve Vogelsang, T. (1992). Nonstationarity and Level Shifts with a Application to Purchasing Power Parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 301-320.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Rais, S. I. ve Anwar, T. (2012). Public Debt and Economic Growth in Pakistan: a Time Series Analysis from 1972 to 2010. *Academic Research International*, 2(1): 535-544.
- Rodrigues, P. ve Taylor, A. R. (2012). The Flexible Fourier Form and Local GLS De-Trending Unit Root Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5): 737-759.
- Saraç, T. B. ve Yücel, M. H. (2017). Dış Borç ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. *TURAN-SAM Uluslararası Bilimsel Hakemli Dergisi*, 9(35): 15-20.
- Schclarek, A. ve Ballester, F. R. (2005). External Debt and Economic Growth in Latin America.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi (Eviews Uygulamalı)*, Dora Yayıncılık, Bursa.
- Shrestha M. B. ve Chowdhury K. (2005). A Sequential Procedure for Testing Unit Roots in the Presence of Structural Break in Time Series Data: An Application to Quarterly Data of Nepal, 1970-2003. *International Journal of Ecocnometrics and Quantitative Studies*, 2(2): 31-46.
- Songur, M. (2019). Yapısal Kırılmalar Altında Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliği: Avrasya Ülkeleri Örneği. *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9 (17): 567-586. DOI: 10.29029/busbed.491358.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, 61(4): 783-820.
- Suresh, K. G. ve Shyjalan C. S. (2015). Structural Breaks and Unit Roots in Indian Macroeconomic Variables, *Theoretical and Applied Economics*, 22(4): 145-150.

- Tsong, C.-C., Lee, C.-F., Tsai, L.-J. ve Hu, T.-C. (2016). The Fourier Approximation and Testing for the Null of Cointegration. *Empirical Economics* 51(3): 1085-1113.
- Türe, H. ve Akdi, Y. (2005). Mevsimsel Kointegrasyon: Türkiye Verilerine Bir Uygulama. 7. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu. Düzenleyen: İstanbul Üniversitesi. 26-27 Mayıs 2005. s.1-19.
- Ulucak R. ve Lin D. (2017). Persistence of Policy Shocks to Ecological Footprint of the USA, *Ecological Indicators*, 80, 337-343.
- Ulusoy, A. (2004). Devlet Borçlanması, İkinci Baskı, Üçyol Kitabevi, Celepler Matbaacılık, Trabzon.
- Umutlu, G., Alizadeh, N. ve Erkıılıç, A. Y. (2011). Maliye Politikası Araçlarından Borçlanma ve Vergilerin Ekonomik Büyümeye Etkileri. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30(1): 75-93.
- Uysal, D., Özer, H. Ve Mucuk, M. (2009). Dış Borçlanma ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği (1965-2007). *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4): 161-178.
- Üzümcü, N. (2019). Zaman Serileri ve Panel Veri Ekonometrisinde Eşbütünleşme Analizlerinin Değerlendirilmesi: Cari Açık ve Ekonomik Büyüme Üzerine Bir Uygulama. Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi.
- Yeldan, E. (2008). Küreselleşme Kim İçin?. İstanbul: Yordam Kitap.
- Yıılanc1, V. (2009). Yapısal Kırımlar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2): 324-335.
- Yıılanc1, V. (2017). Analysing the Relationship Between Oil Prices and Economic Growth: A Fourier Approach. *Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal*, (27), 51-67.
- Yıılanc1, V., Bozoklu, S. ve Görüş, M. S. (2020). Are Brics Countries Pollution Havens? Evidence From A Bootstrap Ardl Bounds Testing Approach With A Fourier Function. *Sustainable Cities And Society*, 55: 1-12.
- Yıılanc1, V. ve Eriş, Z. A. (2013). Purchasing Powe Parity in African Countries: Further Evidence from Fourier Unit Root Tests Based on Linear and Nonlinear Models. *South African Journal of Economics*, 81(1): 20-34.

- Yıldız, F. (2019). Türkiye Ekonomisinde Dış Borç, Ekonomik Büyüme ve Cari İşlemler Dengesi İlişkisinin Analizi. MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi, 8(4): 3416-3438.
- Yonar, H. (2012). Yapısal Kırılmalı Zaman Serileri Analizi ile Durağanlığın İncelenmesi ve Bir Uygulama. Fırat Üniversitesi.
- Zeytinoğlu, A. (2020). Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Testleri Fiyat Köpüğü Olgusu Üzerine Bir Uygulama, Yüksek Lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul Üniversitesi.
- Zivot, E. ve Andrews D. (1992) Further Evidence On The Great Grash, The Oil-Price Shock, and The Unit-Root Hypothesis, Journal Of Business And Economic Statistics, 10(3): 251-270.