

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

YÜKSEK LİSANS TEZİ

YAPISAL KIRILMA VE FOURIER
EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ: TÜRKİYE’DE
ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİNİN
GEÇERLİLİĞİNİN SINANMASI

BUĞRA POLAT

2501192163

TEZ DANIŞMANI

PROF. DR. NİLGÜN ÇİL

İSTANBUL - 2021

ÖZ

YAPISAL KIRILMA VE FOURIER EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ: TÜRKİYE’DE ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİNİN SINANMASI

BUĞRA POLAT

Zaman serileri analizinde serilerin durağanlık özelliği ve eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi için farklı yaklaşımlar kullanılmaktadır. Bu kapsamda yapısal kırılmanın meydana getireceği etkinin analiz sürecine dahil edilmemesi birim kök ve eşbütünleşme ilişkisinin tespitinde yanıltıcı sonuçlara ulaşılmasına neden olabilmektedir. Bu değişimleri yakalayabilmek için yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testlerinin yanı sıra, son yıllarda yapısal kırılmaların bilinmeyen formlarının Fourier fonksiyonları aracılığıyla modellendiği testler kullanılmaktadır.

Bu çalışmada ekonomik büyüme ile çevresel kirlilik arasında ters U formunda bir ilişki olduğunu ifade eden Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerliliği araştırılmaktadır. Bu amaçla serilere yapısal kırılmalı birim kök testleri ve fourier birim kök testleri uygulanmış ve değişkenlerin durağanlık durumları incelenmiştir. Birinci farkında durağan olduğu anlaşılan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Bunun için yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri ile bilinmeyen kırılma sayısının ve formunun fourier fonksiyonları aracılığıyla modellendiği Banerjee vd. (2017) eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi ile uzun dönem katsayılarının belirlenmesi için Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) ve Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler FMOLS yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen uzun dönem katsayıları gelir ile çevresel kirlilik arasındaki ilişkinin ters U formunda olduğunu göstermekte ve Türkiye’de Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerliliğini destekler niteliktedir. Analiz sonuçlarına göre, modele dahil edilen kişi başına düşen enerji tüketimi miktarının ve kentsel nüfus artışının karbon emisyonunu arttırıcı etkisi olduğu anlaşılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Birim Kök, Eşbütünleşme, Çevresel Kuznets Eğrisi, Yapısal Kırılma

ABSTRACT

**STRUCTURAL BREAK AND FOURIER COINTEGRATION
ANALYSIS TEST OF THE VALIDITY OF THE
ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE HYPOTHESIS IN
TURKEY**

BUĞRA POLAT

In time series analysis, different approaches are used to determine the stationarity of the series and the cointegration relationship. In this context, not including the effect of structural break in the analysis process may lead to misleading results in the determination of the unit root and cointegration relationship. In order to catch these changes, in addition to unit root and cointegration tests that take structural break into account, tests in which unknown forms of structural breaks are modeled through Fourier functions have been used in recent years.

In this study, the validity of the Environmental Kuznets Curve hypothesis, which states that there is an inverted U-shaped relationship between economic growth and environmental degradation, is investigated. For this purpose, structural break unit root tests and Fourier unit root tests were applied to the series and the stationarity of the variables was examined. The existence of a long-term relationship between the variables that were found to be stationary in the first difference was investigated. For this, cointegration tests with structural breaks and Banerjee et al. (2017) cointegration test, in which the unknown number and form of breaks are modeled through Fourier functions, were applied. It has been determined that there is a cointegration relationship between the variables and Dynamic Least Squares (DOLS) and Fully Modified Least Squares FMOLS methods are used to determine the long-term coefficients. The long-term coefficients obtained show that the relationship between income and environmental degradation is in an inverted U form and supports the validity of the EKC hypothesis in Turkey. According to the results of the analysis, it is understood that the amount of energy consumption per capita and the increase in urban population increase carbon emissions.

Keywords: Unit root, Cointegration, Environmental Kuznets Curve, Structural Break

ÖNSÖZ

İktisadi zaman serilerinde zamanın bir veya birden çok noktasında meydana gelen kırılmaların göz ardı edilmesi, serilerin uzun dönemdeki hareketleri hakkında sapmalı sonuçlar elde edilmesine sebep olabilecektir. Bu eksikliği gidermek için geliştirilmiş olan, yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin uygulamasında kırılma sayısı, zamanı ve formunun bilindiği varsayımlarından hareket edilmektedir. Son dönemde ele alınan çalışmalarda ise yapısal kırılmanın birim kök sürecinin araştırılması aşamasına dahil edilmesi için fourier birim kök ve eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Böylelikle kırılma zamanı, sayısı ve formu hakkında varsayımda bulunma gerekliliği ortadan kalkmaktadır.

Bu çalışmada ampirik uygulama olarak belirlenmiş olan ve ekonomik büyüme ile çevresel kirlilik arasındaki ters U formundaki ilişkiyi temel alan Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerliliğinin araştırılmaktadır. Buradan hareketle öncelikle serilerin durağanlığı incelenmekte, daha sonra hipotezin geçerliliği hem sert hem de yumuşak kırılmaları tespit edebilen fourier eşbütünleşme testi ile sınanmaktadır.

Bu çalışmanın hazırlanmasında desteklerini benden esirgemeyen ve her daim değerli görüş ve önerilerinden istifade ettiğim danışman hocam Sayın Prof. Dr. Nilgün Çil'e, jüri üyelerim Sayın Prof. Dr. Nurcan METİN ve Sayın Prof. Dr. Burcu KIRAN BAYGIN hocalarıma teşekkürlerimi sunarım.

Son olarak hayatımın her aşamasında sabır ve ilgi ile yanımda olup, beni destekleyen değerli aileme teşekkür ederim.

Buğra POLAT

İSTANBUL, 2021

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	ii
ABSTRACT	iii
ÖNSÖZ.....	iv
İÇİNDEKİLER	v
TABLolar LİSTESİ.....	viii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	ix
KISALTMALAR LİSTESİ.....	x
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

GELENEKSEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

1.1. Birim Kök ve Durağanlık Kavramı.....	2
1.2. Geleneksel Birim Kök Testleri.....	4
1.2.1. Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testi	4
1.2.2. Genişletilmiş Dickey Fuller (1981) Birim KökTesti	6
1.2.3. Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi.....	8
1.2.4. KPSS (1992) Testi	10
1.3. Doğrusal Eşbütünleşme Testleri	13
1.3.1. Engle-Granger Eşbütünleşme Testi.....	13
1.3.2. Johansen Eşbütünleşme Testi.....	15

İKİNCİ BÖLÜM

YAPISAL KIRILMA, YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

2.1. Yapısal Kırılma Kavramı	18
2.2. Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Birim Kök Testleri	19
2.2.1. Perron (1989) Birim Kök Testi	19
2.2.2. Zivot Andrews (1992) Birim Kök Testi.....	23
2.2.3. Lumsdaine ve Papell (1997) Birim Kök Testi	26

2.2.4. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi	28
2.2.5. Kapetanios (2005) Birim Kök Testi	30
2.3. Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Eşbütünleşme Testleri	32
2.3.1. Gregory ve Hansen (1996) Eşbütünleşme Testi	32
2.3.2. Hatemi-J (2008) Eşbütünleşme Testi	33
2.3.3. Maki (2012) Eşbütünleşme Testi	35

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FOURIER BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

3.1. Fourier Dönüşümü	39
3.2. Fourier Birim Kök Testleri.....	40
3.3.1. Enders ve Lee (2004) Fourier Birim Kök Testi	40
3.3.2. Becker, Enders ve Lee (2006) Fourier Birim Kök Testi	42
3.3.3. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier Birim Kök Testi	44
3.3.4. Enders ve Lee (2012) Dickey-Fuller Tipi Fourier Birim Kök Testi	48
3.3.5. Enders ve Lee (2012) LM Tipi Fourier Birim Kök Testi.....	49
3.3.6. Furuoka (2017) Fourier Birim Kök Testi.....	51
3.3.7. Güriş (2017) Fourier Birim Kök Testi	52
3.3. Fourier Eşbütünleşme Testleri	55
3.3.1. Tsong, Lee, Tsai ve Hu (2016) Fourier Eşbütünleşme Testi	55
3.3.2. Banerjee, Arcabic ve Lee (2017) Fourier Eşbütünleşme Testi	57

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİNİN FOURIER BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ İLE SINANMASI

4.1. Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi	60
4.2. Literatür taraması	65
4.3. Model ve Yöntem.....	70
4.4. Ampirik Bulgular	71

SONUÇ	82
KAYNAKÇA	84

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 4.1: Geleneksel Birim Kök Testleri Sonuçları	71
Tablo 4.2: Zivot ve Andrews (1992) Birim Kök Testi Sonuçları	72
Tablo 4.3: Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi Sonuçları	73
Tablo 4.4: Becker vd. (2006) Birim Kök Testi Sonuçları	73
Tablo 4.5: Christopoulos ve León-Ledesma (2010) Birim Kök testi Sonuçları	74
Tablo 4.6: Enders ve Lee (2012) Fourier ADF Birim Kök Testi Sonuçları.....	75
Tablo 4.7: Güriş (2017) Birim Kök Testi Sonuçları	76
Tablo 4.8: Hatemi-J (2008) Eşbütünleşme Testi Sonuçları	77
Tablo 4.9: Maki (2012) Eşbütünleşme Testi Sonuçları	78
Tablo 4.10: Banerjee vd. (2017) Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	79
Tablo 4.11: DOLS ve FMOLS Sonuçları	80

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 4.1: Çevresel Kuznets Eğrisi	61
Şekil 4.2: Ölçek Etkisi, Kompozisyon Etkisi ve Teknik Etki	61

KISALTMALAR LİSTESİ

ADF :	Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC :	Akaike Bilgi Kriteri
AR :	Otoregresif
CO₂ :	Karbondioksit
ÇKE :	Çevresel Kuznets Eğrisi
DF :	Dickey-Fuller
DOLS :	Dinamik En Küçük Kareler
ECM:	Hata Düzeltme Modeli
EKK :	En Küçük Kareler
ESTAR :	Üstel Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Model
ET :	Enerji Tüketimi
FADF :	Fourier-ADF
FKSS :	Fourier-KSS
FMOLS:	Tamamen Düzeltilmiş EKK
GH :	Gregory-Hansen
GSYİH :	Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
KKT :	Kalıntı Kareler Toplamı
KENT:	Kentsel Nüfustaki Büyüme
KSS :	Kapetanios, Shin, Snell
KPSS :	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin
LS :	Lee - Strazicich
PP :	Phillips-Perron
SIC :	Schwarz

VAR : Vektör Otoregresif Model

VECM: Vektör Hata Düzeltme Modeli

ZA : Zivot Andrews

GİRİŞ

Atmosfere salınan zararlı gaz miktarındaki artış ekolojik denge üzerinde baskı oluşturmakta ve küresel ısınma, iklim değışiklikleri gibi çevresel problemlerin temelini oluşturmaktadır. Bu nedenle zararlı gaz salınımı ile ilişkili unsurların belirlenerek etkilerinin analiz edilmesi önem kazanmıştır. Çevre kalitesini başlıca etkileyen unsurlardan olan ekonomik büyüme, üretim faaliyetlerinin bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır. Buna göre üretim faaliyetlerinin biçimi çevresel kirliliğı arttırıcı sonuçlar doğurmaktadır. Ekonomik gelişme ve gelişmenin temel kaynaklarından sayılabilen üretim faaliyetlerindeki değışim ile enerji talebinde de kayda değeri bir artış meydana gelmiş ve artan karbon emisyonu (CO₂) çevresel kalitenin bozulmasına neden olmuştur. Ekonomik büyüme ve artan enerji talebi gibi faktörlere eşlik eden toplumsal unsur ise nüfus artış hızı ile bağlantılı olmaktadır. Burada nüfusun bir başka boyutu olarak ele alınabilecek olan kentleşme olgusu ise ekonomik büyüme gibi çevresel kalite ile etkileşim içinde bulunan ve çok boyutlu etkileri olabilecek bir kavram olarak ifade edilebilmektedir. Tarıma dayalı üretiminden sanayi üretim biçimlerine geçilerek üretim faaliyetlerinin kentlerde yoğunlaşması ile bu bölgeler çekim merkezine halini almış ve çevre kalitesi üzerindeki baskı artmıştır. Bu kapsamda politika yapıcıların toplumun refah düzeyini arttırmak amacıyla uygulamaya koyduğu ekonomik faaliyetlerin çevre ile ilişkisi sürdürülebilir ekonomi modeli çerçevesinde yerel ve küresel ölçekte önem arz etmektedir. Çevre ve ekonomi ilişkisi çerçevesinde literatürde uygulama alanı bulan Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi ekonomik büyüme ile çevresel kalite arasındaki ilişkinin tahliline olanak sağlamaktadır.

Çalışmanın ilk bölümünde geleneksel birim kök ve eşbütünleşme testleri açıklanmaktadır. İkinci bölümde yapısal kırılmaların varlığı durumunda olası kırılmaların modellendiğı birim kök ve eşbütünleşme testleri incelenmektedir. Daha sonra son dönemde ele alınan çalışmalarda sıklıkla kullanılan Fourier Birim Kök testleri incelenmekte ve yapısal kırılmaların form ve sayısının fourier fonksiyonları ile modele dahil edildiğı Banerjee vd. (2017) Fourier ADL eşbütünleşme testi ele alınmaktadır. Çalışmanın dördüncü bölümünde ise araştırma konusu olarak belirlenen Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi hakkında teorik bilgiler açıklanmakta olup, Türkiye için hipotezin geçerliliğı ekonometrik yöntemlerle sınanarak analiz sonuçları sunulmaktadır. Sonuç bölümünde elde edilen bulgular değerlendirilerek sonlandırılmaktadır.

BİRİNCİ BÖLÜM

GELENEKSEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

1.1. Birim Kök ve Durağanlık Kavramı

Zaman serileri analizinde kullanılan ekonometrik yöntemlerin arkasındaki varsayımlardan bir tanesi serilerin durağan olması yönündedir. Durağanlık kavramı, basitçe zaman serisi verilerinin ele alınan zaman sürecinde sürekli artış veya azalış göstermemesi, verilerin zaman boyunca yatay eksen etrafında dağılması şeklinde tanımlanmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014, 239).

Burada iki tür durağanlıktan bahsedilmektedir. Bunlar zayıf (kovaryans) ve güçlü durağanlık kavramları olarak bilinmektedir. Durağan süreci ifade eden bir serinin ortalaması ve varyansı zaman boyunca sabitken ve kovaryansı iki dönem arasındaki gecikmeye bağlı olacaktır (Gujarati ve Porter, 2008, s. 740). Zaman serileri analizinde bu durum zayıf durağanlığı göstermektedir. Bunlara ek olarak eğer serinin ortak ve koşullu olasılık dağılımı da zamana göre değişmiyorsa bu durum güçlü durağanlığı ifade etmektedir (Charemza ve Deadman, 1992, s. 118). Ancak bu ampirik olarak sağlanması zor bir şart olduğu için zayıf durağanlık varsayımı yapılmaktadır (Tsay, 2005, s. 25).

Belli bir dönemde ele alınan seriyi ortaya çıkaran stokastik sürecin durağan olması için serinin taşıması gereken özellikler aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Tarı, 2010, s. 374);

$$\text{Sabit aritmetik ortalama : } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Sabit varyans : } \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Gecikme mesafesine bağlı kovaryans : } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$$

Ekonometrik analize tabi tutulacak seriler bu şartları sağlayamadığı takdirde durağan dışı yani birim köklü olarak ifade edilmekte, diğer bir ifade ile rassal yürüyüş süreci özellikleri sergilemektedir. Birim köklü serilerde şoklar sonsuza kadar süren kalıcı etkilere sahipken, durağan modellerde ise serilerin maruz kaldığı şokların etkisi geçici olmaktadır (Verbeek, 2017, s. 301).

Zaman serileri çoğunlukla durağan dışı özellik sergilemektedir. Bir veya birden fazla seriyi içeren ekonometrik modellerin analizi yapılırken bu serilerin durağanlık

özelliklerinin bilinmesi doğru sonuçlar elde edebilmek açısından önem arz etmektedir. Eğer seri için yukarıda belirtilen şartlar yerine gelmiyorsa bu durumda seri birim köklü olarak ifade edilecektir. Zaman serileri analizinde serilerin birim kök süreçlerini belirleyebilmek için farklı yaklaşımlar ile pek çok test geliştirilmiştir. Bu testlerden en yaygın kullanılanı ve diğer pek çok çalışmaya temel olan Dickey ve Fuller (1979)'un çalışmasıdır.

Düzeyde durağan olmayan ancak farkı alındığında durağan hale gelen seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin belirlenebilmesi için eşbütünleşme analizleri kullanılmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinde önem arz eden serilerin durağanlık özelliği, bir başka kavram olan sahte regresyon ile ilişkilidir. Granger ve Newbold (1974) elde ettikleri simülasyonlar neticesinde rassal yürüyüş veya rassal yürüyüşe yakın değişkenler kullanılarak elde edilen regresyon sonuçlarından hareketle düşük Durbin – Watson (d) istatistiğiyle beraber yüksek R^2 veya $\bar{R}^2$ değerinin gerçek bir ilişkinin göstergesi olmadığını ifade etmişlerdir (Granger ve Newbold, 1974, s. 117). Eğer eşbütünleşme ilişkisinin araştırıldığı seriler durağan özellik sergilemiyorsa, sahte regresyon problemi ortaya çıkabilecektir. Sahte regresyon olarak bilinen modellerde regresyonun verilere uyumunu gösteren R^2 ile t -istatistikleri yüksek değer almakta, dolayısıyla istatistiksel açıdan anlamlı parametrelerin elde edilmesi mümkün olmaktadır. Ancak bu sonuçların iktisadi gerçekler açısından hiçbir anlamı yoktur (Çil, 2018, s. 365). Eşbütünleşme ilişkisi olabilmesi için sistemdeki her değişkenin kendini ayrı ayrı etkileyen kendine has dışsal ve kalıcı şoklara değil, değişkenler üzerinde beraberce etkisi olan ortak stokastik trende sahip olması gerekir (Tarı, 2010, s. 415).

Eğer düzeyde durağan olmayan iki veya daha fazla seri ile çalışılıyorsa bu seriler kendi başlarına stokastik trend içerseler dahi doğrusal birleşimleri durağan özellik sergileyebilecektir. Burada dikkat edilmesi gereken önemli bir husus ise durağan olmayan zaman serilerinde fark alma işleminin bu değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki hakkındaki potansiyel bilgileri yok etmesidir (Göktaş, 2005, s. 115). Bu nedenle eşbütünleşme ilişkisi serilerin düzey değerleri kullanılarak analiz edilmektedir.

1.2. Geleneksel Birim Kök Testleri

1.2.1. Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen test, birinci mertebe otoregresif süreç AR(1) tahminine dayanmakta ve parametreler En Küçük Kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilmektedir. Birim kök sürecinin araştırıldığı model aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Burada hata terimi ε_t sıfır ortalama, sabit varyans ile bağımsız ve özdeş dağılım göstermekteyken ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$) birim kök süreci ρ değerinin mutlak değerce 1'e eşitliğinin test edilmesine dayanmaktadır. Eğer $|\rho|=1$ ise y_t değişkeninin gecikmeli değerinden etkilendiğini, yani durağan olmadığını göstermektedir. Denklem (1.1)' de $t=0$ iken veri yaratma sürecinde y_t 'nin de sifıra eşit olduğu varsayılır. Çünkü deterministik değişken barındırmayan bir modelde serinin ortalaması birim kök temel hipotezi altında ilk gözlemle belirlenmektedir. Bu yüzden Denklem (1.1) yalnızca serinin genel ortalaması sıfır olduğunda geçerlidir (Harris ve Sollis, 2003, s. 44).

Seride var olan bir birim kök Denklem (1.1) ile tanımlanmış modelde sapmalı parametre tahminleri elde edilmesine sebep olacağından, denklemin her iki tarafından y_{t-1} çıkarılarak model yeniden düzenlenmelidir.

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \\ y_t - y_{t-1} &= (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.2)$$

Δ birinci fark işlemcisini temsil etmekteyken $\delta = (1 - \rho)$ 'dur. Denklem (1.1)'de ρ parametresinin 1'e eşitliğinin test edilmesi ile Denklem (1.2)'de δ parametresinin sifıra eşitliğinin test edilmesi aynıdır. (Enders, 2015, s. 206). Bu noktada temel hipotez pür rassal yürüyüş sürecini ifade etmektedir. Alternatif hipotez ise modelin belirlenme biçimine göre sabit ve/veya trend bileşenleri ekseninde durağanlığı, bir başka ifade ile serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Testin uygulanmasında birim kök sürecinin araştırılacağı regresyon modelinin doğru belirlenmiş olması testin başarısı açısından önem arz etmektedir. Dickey ve Fuller (1979) birim kökün varlığını sınamak amacıyla alternatif hipotez altında üç farklı regresyon modeli tanımlamıştır:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

Bu modeller arasındaki farklılık sabit terim μ ve/veya deterministik trend βt 'in modele dahil olup olmamasından kaynaklanmaktadır. Denklem (1.3)'de sabit terim ve trend model dışında bırakılmaktayken modele sabit terimin ilave edilmesiyle Denklem (1.4), sabit terim ve trendin ilave edilmesiyle Denklem (1.5) elde edilmektedir.

Test sürecinde kullanılan hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \rho = 1 (\delta = 0) \quad \text{seri durağan değildir} \quad (1.6)$$

$$H_1 : \rho < 1 (\delta < 0) \quad \text{seri durağandır} \quad (1.7)$$

Hipotez testinde kullanılacak test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})} \quad (1.8)$$

Hipotezin test edilmesi için δ 'nın tahmini ve standart hatası en küçük kareler yöntemi ile bulunarak τ istatistiği elde edilmektedir. Dickey ve Fuller (1979) temel hipotez altında $\delta = 0$ için elde edilen test istatistiğinin standart t dağılımına uymadığını belirtmiştir. Burada t istatistiklerine ait kritik değerler modele dahil edilen terimlere bağlı olduğu için sırasıyla τ, τ_μ ve τ_τ olmak üzere τ kritik değer tablosu elde edilmiştir. Hesaplanan test istatistiği değeri Dickey ve Fuller tarafından tablolaştırılan kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Denklem (1.8)'de hesaplanan test istatistiği değeri kritik değerden küçükse temel hipotez reddedilmekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

1.2.2. Genişletilmiş Dickey Fuller (1981) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) testinde serinin birinci dereceden otoregresif modele uyduğu, hata teriminin ise otokorelasyonsuz olduğu varsayılmakta ve serilerin durağanlık özelliği bu varsayımlar altında analiz edilmektedir. Fakat seriler çeşitli dereceden otoregresif süreçleri yansıtabileceğinden Dickey Fuller (1979) testi daha yüksek dereceden otoregresif süreçlere genişletilebilmektedir. Daha yüksek dereceden otoregresif bir süreç AR(p);

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

iken basit bir AR(1) modeli olarak tanımlanırsa,

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

fark alma işlemi sonrasında Denklem (1.9)'un ardışık hata terimleri $\varepsilon_t = \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + v_t$ ilişkili olacaktır. Böylece denklemlerin genişletilmesi ile elde edilen Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testinde serinin gecikmeli değerleri modelin sağ tarafına eklenerek otokorelasyon problemi ortadan kaldırılmaktadır. Denklem (1.10)'da tanımlandığı gibi otokorelasyon problemini ortadan kaldırmak için AR(p) sürecinin dikkate alınarak birinci fark dönüşümü yapılmasıyla elde edilen model Denklem (1.11) ile gösterilebilir.

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \phi_1 \Delta y_{t-1} + \phi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

Buradan anlaşılacağı üzere otokorelasyonun ortadan kaldırılabilmesi ancak gecikme uzunluğunun doğru belirlenmesiyle mümkün olacaktır. Gecikme uzunluğunun düşük belirlenmesi doğru bir hipotezin reddedilmesi neticesinde testin boyut özelliklerini olumsuz etkilemekte iken, gecikme uzunluğunun olduğundan daha çok belirlenmesi ise tahmin edilen parametre sayısının artmasıyla serbestlik derecesinin azalmasına neden olmakta ve testin gücünü olumsuz etkilemektedir (Harris ve Sollis, 2003, s. 49). Böylelikle otokorelasyon probleminin giderilmesi mümkün olmayacaktır. Bu durumda modele dahil edilen gecikme uzunluğunu belirlemek amacıyla en çok benzerlik yöntemini temel alan Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Bayesian Bilgi Kriteri (BIC) gibi bilgi kriterleri ile Hall (1994)'ın önerdiği genelden özele yaklaşım kullanılmaktadır (Çil, 2018, s.296).

ADF testi AR(1) modelinde olduğu gibi sabitsiz ve trendsiz Denklem (1.12), yalnızca sabit terimin bulunduğu Denklem (1.13) ve sabit terim ile trendin her ikisinin de

bulunduğu Denklem (1.14) olmak üzere üç farklı modelin tahmin edilmesi esasına dayanmaktadır.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_p \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_p \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_p \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

Birim kökün varlığı araştırılırken kullanılan hipotezler Denklem (1.6) ve (1.7) ile aynı olmakla beraber Denklem (1.12) için τ , Denklem (1.13) için τ_μ , Denklem (1.14) için ise τ_τ test istatistikleri hesaplanarak τ (tau) tablo değerleri ile karşılaştırılır. Elde edilen test istatistiğinin kritik değerden küçük olması durumunda temel hipotez reddedilememekte, serinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Dickey ve Fuller (1981) bu modellerin testine ek olarak birim kökün varlığında sabit terim ve trendin serideki seyri ile ilgilenilmiş, seriye hakim olan süreç araştırılmıştır. Sabit terim ve trend bileşenlerinin istatistiksel anlamlılığını sınamak amacıyla ϕ_i olmak üzere normal dağılıma uymayan üç yeni F istatistiği önermişlerdir. İstatistiğin hesaplanması aşağıdaki gibidir;

$$\phi_i = \frac{\left[RSS_{(\text{kısıtlı model})} - RSS_{(\text{kısıtsız model})} \right] / r}{RSS_{(\text{kısıtlı model})} / (T - k)} \quad (1.15)$$

Denklem (1.15)'de RSS ; kalıntı kareler toplamı, r ; kısıtlama sayısı, T ; gözlem sayısı, k ; kısıtsız modelin parametre sayısı, $T - k$; kısıtsız modelin serbestlik derecesidir.

Temel hipotezlerden $\delta = \mu = 0$ 'ın testi için ϕ_1 istatistiği, deterministik trend bileşeninin dahil olduğu modeller ele alındığında ise temel hipotez $\delta = \mu = \beta = 0$ 'ın testi için ϕ_2 istatistiği ya da temel hipotez $\delta = \beta = 0$ 'ın testi için ϕ_3 istatistiği elde edilmektedir. Elde edilen test istatistikleri Dickey- Fuller (1981) tarafından hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılır. Temel hipotezlerin reddi birim kökün varlığında sabit terim ve deterministik trend bileşenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu belirtmektedir.

1.2.3. Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi

Dickey Fuller testlerinde hata terimlerinin bağımsız, normal dağılımlı ve sabit varyanslı olduğu varsayımları yapılmaktadır. Ancak bu varsayımın sağlanamaması durumunda otokorelasyon sorunu ile karşılaşmaktadır. ADF birim kök testinde otokorelasyon problemini ortadan kaldırmak amacıyla AR(p) süreci dikkate alınmakta, serinin gecikmeli değerleri modele dahil edilmektedir. Fakat bu durum serbestlik derecesi kaybına neden olmaktadır. Phillips ve Perron (1988) ise geliştirdikleri yöntem ile hata terimlerinin dağılımı hakkındaki varsayımlarda değişikliğe gitmekte ve hata terimlerinde zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin vermektedir. Bu noktada Phillips ve Perron (1988) test istatistikleri için düzeltme faktörü ekleyerek yeni bir yöntem geliştirmişlerdir.

Phillips-Perron (1988), AR(1) den farklı bir veri üretme sürecinde meydana gelebilecek otokorelasyona parametrik yaklaşım sunan ADF testine alternatif olarak parametrik olmayan bir yaklaşım önermişlerdir. Veri yaratım süreci rassal yürüyüşü ifade eden AR(1) modeli olarak tanımlanırsa denklem aşağıdaki şekilde gösterilebilmektedir.

$$y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \quad (t = 1, 2, \dots) \quad (1.16)$$

Burada $t = 1, 2, \dots$ için hata terimi u_t 'nin beklenen değeri sıfırdır. Denklem (1.16)'da test edilecek temel hipotez $H_0 : \alpha = 1$ rassal yürüyüş sürecini ifade etmektedir. Phillips-Perron (1988) birim kök testi için, aşağıdaki regresyon denklemlerini göz önünde bulundurmaktadır:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (1.17)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2} T \right) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (1.18)$$

Denklem (1.17) ve (1.18)'de yer alan $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$ katsayıları EKK tahminlerini, T gözlem sayısını ifade etmektedir. Phillips ve Perron (1988), temel hipotez altında regresyon katsayılarının sınırlı dağılımları ve t istatistikleri ile ilgilenmişlerdir. Denklem (1.18)'de açıklayıcı değişkenler matrisi $T \times 3$ boyutlu X matrisi olarak ifade edilmektedir. Birim kök testi için ele alınan bu regresyon katsayılarına ait t istatistikleri ise aşağıdaki gibidir (Phillips ve Perron, 1988, ss. 335–346):

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

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

Burada $\hat{s}$ ve $\tilde{s}$ Denklem (1.17) ve (1.18)'de ifade edilen regresyonların standart hatalarını, c_i ise $(X'X)^{-1}$ matrisinin i. diagonal elemanını göstermektedir.

Phillips ve Perron (1988), ADF birim kök testinin aksine hata terimlerinin ilişkisiz ve sabit varyanslı olması varsayımlarına ihtiyaç duymamaktadır. Bunun yerine hata terimlerinin zayıf bağımlı dağılımına izin verir. Phillips ve Perron (1988) hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılıma genişletildiği süreçte test istatistiklerinin ve limit dağılımlarının Dickey Fuller (1979) ile aynı genel forma sahip olduğunu göstermişlerdir (Phillips ve Perron, 1988, s. 339). Model için sınama Dickey –Fuller testinde test istatistiği ile gerçekleştirilmekte iken, test istatistiği Phillips ve Perron (1988) testinde Z_a olarak ifade edilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 379). Denklem (1.17) ve (1.18) için oluşturulan test istatistikleri;

$$Z(t\hat{\alpha}): \hat{\alpha} = 1$$

$$Z(t\tilde{\alpha}): \tilde{\alpha} = 1$$

$$Z(t\tilde{\beta}): \tilde{\beta} = 1$$

$$Z(\phi_3): \tilde{\alpha} = 1, \tilde{\beta} = 1$$

hipotezlerini test etmek için kullanılmaktadır (Çil, 2018, s. 300).

PP testinde ADF birim kök testi ile benzer şekilde modelin sabit terim ve/veya trend içermesine göre farklı kritik değerler kullanılmaktadır. Zayıf bağımlı süreç için geliştirilen PP test istatistiklerinin limit dağılımları DF testleri ile aynı genel forma sahip olduğundan birim kökün varlığının incelenmesinde DF testlerinin kritik değerleri bu test için de kullanılmaktadır. Geliştirilen birim kök testinin DF testlerinden ayrıştığı nokta karar aşamasında elde edilen test istatistiği değerlerinin DF testlerinden hesaplanan test istatistiklerinden farklı olmasıdır. DF testleri ile aynı hipotezlere sahip olan testte benzer şekilde temel hipotezin reddi durumunda serinin birim köklü olduğu söylenebilmektedir.

1.2.4. KPSS (1992) Testi

Zaman serileri analizinde serilerin birim kök süreçlerini araştırmak amacıyla geliştirilen bir diğer test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) durağanlık testidir. Kwiatkowski vd. (1992)'nin geliştirdikleri yöntem ile serideki deterministik bileşenler ayıklanmaktadır. Deterministik trendin seriden ayrıştırılmasıyla süreç trend durağan olarak da ifade edilebilmektedir. Geliştirilen test, hipotezlerin kurulması aşamasında diğer birim kök testlerinden ayrılmaktadır. Temel hipotez serinin deterministik trend etrafında durağan olduğunu, alternatif hipotez ise serinin birim köklü olduğunu ifade etmektedir.

Kwiatkowski vd. (1992), y_t durağanlığı sınanacak seri ve $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere, durağanlığı incelemek amacıyla serinin deterministik trend, rassal yürüyüş, durağan hatalara ayrıştırılabileceğini varsaymıştır.

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (1.19)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (1.20)$$

Denklem (1.19)'da t deterministik trend, r_t rassal yürüyüş süreci özelliği gösteren otonom parametre ε_t durağan hatalar iken, rassal yürüyüş süreci Denklem (1.20)'deki gibi ifade edilmektedir. Burada başlangıç değeri r_0 sabit terim rolü üstlenmektedir. Serinin durağanlığı hakkında karar vermek için $\sigma_u^2 = 0$ hipotezi test edilmektedir. ε_t 'nin durağan olduğu varsayımı ile temel hipotez altında y_t trend durağandır. $\xi = 0$ kısıtlamasının yapıldığı özel bir durum göz önünde bulundurulursa, temel hipotez altında y_t serisi trend durağan olmaktan ziyade sabit bir düzey değeri r_0 etrafında durağan bir süreç olmaktadır.

KPSS birim kök testinde ele alınan temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi gösterilmektedir. Bu testte serinin birim köklü olduğu alternatif hipotezine karşılık, durağanlık temel hipotezinin sınamasında LM istatistiğinin kullanılması önerilmektedir (Çil, 2004, s. 241).

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_u^2 \neq 0$$

ε_t , $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere y_t serisinin sabit ve trend üzerine regresyonundan elde edilen kalıntılar, $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ de bu regresyonun hata varyansının tahminidir. Kalıntıların kümülatif toplamı aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i \quad t=1,2,\dots,T \quad (1.21)$$

LM istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (1.22)$$

Burada $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 'nin tutarlı bir tahmini olan kalıntılar için düzenlenmiş $s^2(l)$ kullanılmakta böylelikle kalıntılarda ortaya çıkabilecek otokorelasyona karşı test istatistiği aşağıdaki hali almaktadır.

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{s^2(l)} \quad (1.23)$$

KPSS testinde hata terimi varyansı tahmincisinin pozitif olmasını sağlamak için kullanılan Bartlett Kernel yöntemi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir

$$S^2(l) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l v(s, l) \sum_{t=s+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-s} \quad (1.24)$$

Testin değeri gecikme parametresi (ℓ) ile ilişkilidir. Gecikme parametresi doğru belirlenmez ise otokorelasyona neden olabilecektir. Gecikme parametresinin değeri aşağıdaki gibi belirlenmektedir.

$$\ell = \text{int} \left[x(t/100)^{1/4} \right] \quad (1.25)$$

Kwiatkowski vd. (1992) gecikme parametresinin en çok 8 olarak alınmasını önermişlerdir. Burada modelin kalıntıları için otokorelasyon olmadığı ve sabit varyans durumu söz konusu ise gecikme parametresinin sıfır alınması uygun olacaktır (Çil, 2004, s. 243).

KPSS test istatistiğinin nihai hali ise aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\hat{\eta}_{\mu} = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{s^2(\ell)} \quad (1.26)$$

Elde edilen LM test istatistiği için ilgili kritik değerler KPSS (1992) çalışmasında belirtilmiştir. Elde edilen test istatistiği kritik değerden büyükse serinin durağanlığını ifade eden temel hipotez reddedilmekte iken, tersi durumda temel hipotez kabul edilmekte ve sürecin durağan olduğu ifade edilmektedir.

1.3. Doğrusal Eşbütünleşme Testleri

1.3.1. Engle-Granger Eşbütünleşme Testi

Engle ve Granger (1987)'nin ortaya koydukları çalışmada aynı dereceden entegre seriler arasındaki eşbütünleşik ilişki iki aşamadan oluşan bir yaklaşım ile incelenmektedir. Çalışmanın ana düşüncesi ortak trend ve eğilimlere sahip olan, birim kök içeren iki serinin doğrusal birleşimlerinin durağan olması söz konusu ise eşbütünleşik olacakları şeklindedir. Yöntemin uygulanabilirliği için eşbütünleşme ilişkisinin araştırılacağı serilerin $I(1)$ seviyesinde entegre olmaları gerekmektedir. Eğer ilgili seriler düzeyde durağan ya da farklı düzeylerde durağan hale gelmekteyse eşbütünleşme ilişkisi araştırılamamaktadır.

Y_t ve X_t 'nin eşbütünleşik olması hata terimi olan ε_t 'nin $I(0)$ olmasını gerektirmektedir. Burada $\varepsilon_t \sim I(0)$ olduğunda, bu durum aşağıdaki gibi de gösterilebilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s. 562);

$$Y_t \sim I(1), X_t \sim I(1) \text{ ise } Y_t, X_t \sim CI(1,1) \quad (1.27)$$

Testin ilk aşamasında ilgili serilerin birim kök süreçleri incelenerek hangi seviyede durağan oldukları araştırılmaktadır. Uygulanan birim kök testleri neticesinde her iki serinin de birinci dereceden entegre olduğu tespit edilirse sürecin diğer aşamasına geçilebilmekte, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenebilmesi için Denklem (1.28)'de ki regresyon modeli üzerinden kalıntılar elde edilmektedir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (1.28)$$

$$Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t = \varepsilon_t \quad (1.29)$$

Daha sonraki aşamada regresyon modelinden elde edilen kalıntıların durağanlığını incelemek amacıyla birim kök testi uygulanır. Eğer kalıntılar düzeyde durağan $I(0)$ özellik sergiliyorsa Y_t ve X_t serilerinin eşbütünleşik olduğu söylenmektedir. Kalıntının durağanlığının test edilmesi için kullanılan modellere ait denklemler aşağıda verilmiştir.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \partial \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad v_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad (1.30)$$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \partial \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{k=1}^p \partial_k \Delta \hat{\varepsilon}_{t-k} + v_t \quad (1.31)$$

Regresyon denkleminde elde edilen kalıntılar v_t otokorelasyonluysa Denklem (1.30) yerine Denklem (1.31) deki eşitlik kullanılacaktır. Gecikme sayısının tespiti aşamasında AIC ve BIC bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Modellerden elde edilen kalıntıların durağanlık analizi $H_0 : \rho = 0$ hipotezinin test edilmesiyle gerçekleştirilmektedir. Bu testin gerçekleştirilmesi için Engle – Granger (1987) ya da MacKinnon (1991) çalışmalarında geliştirilen kritik değer tabloları kullanılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014, 563). Burada temel hipotezin reddedilmesi durumunda kalıntının durağan süreç izlediği ve iki serinin eşbütünleşik olduğu sonucuna varılmaktadır.

Aynı seviyede entegre iki serinin aralarında eşbütünleşik ilişkinin bulunması bu seriler arasında uzun dönemli ilişki olduğunu ifade etmektedir. Uzun dönem dengesi ile kısa dönem dengesi arasındaki dinamiklerin incelenmesi ve dengesizliğin giderilmesi için hata düzeltme mekanizması kullanılmaktadır. Bu modelin ardındaki düşünce değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olması durumunda kısa dönemde bu ilişkide dengesizlik meydana gelebileceğidir. Kısa dönemdeki bu dengesizlik hata düzeltme mekanizması aracılığı ile düzeltilebilmektedir (S. Güriş, Akay ve Güriş, 2020, s. 209). Hata düzeltme mekanizması aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \lambda (Y_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \phi_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_{2i} \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (1.32)$$

Denklem (1.32)'de yer alan λ parametresi hata düzeltme katsayısı olarak ifade edilmekte iken, v_t beyaz gürültü sürecini temsil etmektedir. Burada λ katsayısı uzun dönem dengesinde meydana gelecek sapmanın etkisinin her dönem ne kadarının giderileceğini göstermektedir. Hata düzeltme mekanizmasının işleyişi bu parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olması ve 0 ile 1 arasında yer alması koşullarına bağlıdır.

1.3.2. Johansen Eşbütünleşme Testi

Engle ve Granger tarafından eşbütünleşme ilişkisinin tespiti için geliştirilen yöntem kolay uygulanabilmesine rağmen zayıf yönleri bulunmaktadır. Eşbütünleşmenin tespit edildiği bir regresyon modelinde, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenin yerleri değiştirilerek eşitliğin tersine çevrilmesiyle elde edilen modelde eşbütünleşik ilişki görülmeyebilmektedir. Johansen yönteminde değişkenlerin tamamı endojen olarak ele alınmakta, her bir değişken kendisinin ve diğer tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edildiği VAR modelinde temsil edilmektedir (Kennedy, 2008, s. 311).

Engle ve Granger yönteminin bir diğer zayıf yönü ise aşamalı tahmin yönteminden kaynaklanmaktadır. Testin ilk aşamasında regresyon modelinin tahmininden kalıntılar elde edilmektedir. Sonraki aşamada elde edilen bu kalıntılara birim kök testi uygulanmaktadır. Böylece adımlardan ilkinde yapılacak hata bir sonraki aşamaya taşınmış olacaktır. Bu problemleri önlemek için bir takım yöntemler geliştirilmiştir (Enders, 2015, s.373). Bu yöntemlerden biri Johansen (1988) tarafından geliştirilen, matrisin rankı ile karakteristik kökleri arasındaki ilişkiye dayanan eşbütünleşme testidir.

Johansen yaklaşımı temelde Dickey-Fuller testinin çok değişkenli durum için geliştirilmiş halidir (Çil, 2018, s.396). Tek değişkenli durum aşağıdaki denklemde ifade edilebilmektedir.

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.33)$$

$$\Delta y_t = (a_1 - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.34)$$

Burada $(a_1 - 1) = 0$ eşitliği Δy_t serisinin durağan olmadığını yani birim kök içerdiğini, $(a_1 - 1) \neq 0$ sürecin durağan olduğunu ifade etmektedir. Model n sayıda zaman serisi için aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Enders, 2015, s. 374).

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.35)$$

Denklem (1.35)'in her iki tarafından x_{t-1} çıkartılarak elde edilen birinci fark denklemi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) x_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1.36)$$

Denklem (1.36)' da Π katsayılar matrisi, I $n \times n$ boyutlu birim matris iken, Π matrisinin rankı eşbütünleşme vektörü sayısını ifade etmektedir.

Johansen ve Juselius(1990)'nın çok değişkenli VAR modelden hareket ederek geliştirdikleri yöntem Denklem (1.37)' deki gibi gösterilmektedir;

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1.37)$$

Johansen ve Juselius (1990) iktisadi zaman serilerinin genellikle durağan olmayan özellik gösterdiğini, bu nedenle VAR modellerinin Denklem (1.38)' deki gibi birinci farkları ile ifade edilmesi gerektiğini belirtmişlerdir.

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \\ \Gamma_i &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad i = 1, 2, 3, \dots, k-1 \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \end{aligned} \quad (1.38)$$

L gecikme operatörünü göstermekte iken $\Delta = 1 - L$ 'dir. Burada dikkat edilmesi gereken husus ΠX_{t-k} teriminin göz ardı edilmesi halinde Denklem (1.38)'in geleneksel VAR modeli halini almakta olduğudur. Katsayılar matrisi $\Pi = \alpha\beta'$ 'da uyarlama hızını, β uzun dönem katsayılar matrisini göstermektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizi katsayı matrisi üzerinden sağlanmakta olduğu için Π matrisinin rankı incelenmektedir. Burada ise olası üç durum bulunmaktadır. $\text{Rank}(\Pi) = p$ durumunda Π matrisi tam ranklı, yani rank ile modeldeki değişken sayısı birbirine eşittir. Böylece X_t vektörü durağan olmaktadır. Buna göre eşbütünleşme kavramından söz etmek mümkün olmayacaktır. $\text{Rank}(\Pi) = 0$ durumunda Π matrisi sıfır matrisidir, ilişkinin incelenmesi amacıyla değişkenlerin farkı alınmakta ve Denklem (1.38)' deki gibi bir VAR model kullanılabilir. $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < p$ durumunda $\Pi = \alpha\beta'$ eşitliğini gösteren α ve β vektörlerinin bulunduğu, eşbütünleşme vektörü boyutunun $p \times r$ olduğu anlamına gelmektedir.

Burada $\text{Rank}(\Pi) = 0$ durumunda eşbütünleşme ilişkisi söz konusu olmamaktayken eğer Π 'nin rankı 1 ve n arasında bir değer olarak bulunmaktaysa birden fazla eşbütünleşme vektörü olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme vektörlerinin belirleyicisi Π matrisinin rankı olduğu için eşbütünleşik ilişki karakteristik köklerin istatistiksel anlamlılığı kontrol edilerek belirlenmektedir. Karakteristik köklerin sayısının anlamlılığını sınamada kullanılan İz (Trace) İstatistiği ve Maksimum Özdeğer İstatistiği aşağıdaki gibidir;

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (1.39)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (1.40)$$

Burada İz istatistiği Π matrisinin rankına göre belirlenen eşbütünleşik vektör sayısının r 'ye eşit veya küçük olduğu temel hipotezini genel alternatife karşı sınamaktadır. Burada $\lambda_i = 0$ olması durumunda $\lambda_{\text{trace}} = 0$ 'dır. Maksimum Özdeğer istatistiği ile gerçekleştirilen hipotez testinde r tane eşbütünleşme vektörü olduğu temel hipotezi $r+1$ tane eşbütünleşme vektörü olduğu alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. λ_{trace} ve λ_{max} istatistikleri için kritik değerler Johansen ve Juselius(1990)'da Monte Carlo simülasyonları ile elde edilmiştir.

İKİNCİ BÖLÜM

YAPISAL KIRILMA, YAPISAL KIRILMAYI DİKKATE ALAN BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

2.1. Yapısal Kırılma Kavramı

İktisadi değişkenleri etkileyen faktörler değişkenlerin trendinde ve regresyon doğrusunda geçici ve kalıcı değişiklikler oluşturmaktadır. Bu değişiklikler politika değişiklikleri, teknolojik değişiklik ya da savaş, kuraklık, deprem, büyük grevler, krizler, salgın hastalıklar gibi şoklar neticesinde ortaya çıkabilmektedir (Tatoğlu, 2020, s. 208). Zaman serileri analizinde durağanlık kavramı serilerin özelliklerinin zamana göre değişmeyerek uzun dönemde ortalamaya dönen özellik sergilediği yönündedir. Şokların serinin birim kök sürecini araştırma aşamasına dahil edilmesi ile serinin bu değişimler ile birlikte durağan özellik sergiliyor olabileceğini ifade edebilecektir. Yani bir seri geleneksel birim kök testleri ile analiz edildiğinde durağan süreci yansıtmıyor olabilecek iken bu yapısal değişimler göz önüne alındığında durağan bir süreç sergiliyor olabilecektir. Bu noktada Nelson ve Plosser (1982)'in çalışmaları serilerin durağanlığının hakkında yeni yaklaşımların benimsenmesine yol açmıştır. Yapısal kırılma noktasını modele dahil edebilmek için tahmin yöntemlerinde bir takım geliştirmeler yapılmıştır. Bu amaçla regresyon denkleminde kırılmaları temsil edecek kukla değişkenler eklenmekte ve model bu şekilde tahmin etmektedir. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri kapsamında ilk çalışmalar kırılma tarihinin bilinmekte olduğu varsayımı ile ele alınmakta ve araştırmacı tarafından ilgili tarih test denkleminde kukla değişken ilave edilerek model tahmin edilmektedir. Bu kapsamda Perron (1989) çalışmasında serinin tek bir yapısal kırılma içermesi ve bu kırılma tarihinin araştırmacı tarafından modelin dışında belirlenmesine dayanan bir yapısal kırılmalı birim kök testini geliştirmiştir. Daha sonraki çalışmalarda ise önsel bilgi özelliğinin yerini kırılma tarihinin modelden tahmin edilerek içsel yaklaşımla belirlenmesi almış ve birden fazla yapısal kırılmaya izin verilen birim kök testleri geliştirilmiştir.

Burada dikkat edilmesi gereken bir diğer nokta ise olası kırılmaların temel hipotez altında tanımlanıp tanımlanmıyor olmasıdır. ADF tipi denklemlere dayanan içsel kırılmalı testler temel hipotez altında yapısal kırılma meydana gelme olasılığını dikkate almamaktadır. Eğer birim kök temel hipotezi altında bir kırılma varsa içsel kırılmalı bu testler birim kök temel hipotezinin sık sık reddetme eğilimi sergilemekte ve boyut bozulması problemi ile karşılaşılmaktadır (Lee ve Strazicich, 2004, s. 1). Bu durumda seri

aslında birim köklü iken, kırılma ile durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. Kırılma noktasının büyüklüğü arttıkça sözü edilen sahte reddetmelerin sayısı artmakta ve boyut bozulması problemi daha önemli hale gelmektedir (Lee ve Strazicich, 2004, s. 1). Bu problemler daha önce Nunes, Newbold ve Kuan (1997), Vogelsang ve Perron (1998) ve Lee ve Strazicich (2001) çalışmalarında da ele alınmıştır.

Zivot ve Andrews (1992) ve Lumsdaine ve Papell (1997) testlerine ait kritik değerler yapısal kırılma varsayımı altında türetilmemektedir (Kiran ve Guris, 2009, s. 167). Nunes vd. (1997) çalışmasında Nelson ve Plosser (1982) verilerini kullanarak temel hipotez altında yapısal kırılmanın varlığı durumunda Zivot ve Andrews tipi içsel kırılmalı testlerin boyut özelliklerini analiz etmişlerdir. Buna göre serilerde yapısal kırılmalı bir birim kök varlığında boyut bozulması meydana gelmektedir. Bu nedenle temel hipotez altında bir kırılmanın varlığı durumunda test sonuçları güvenilirliğini kaybetmektedir.

Serilerde ortaya çıkabilecek olası yapısal kırılmaları dikkate almadan uygulanacak birim kök testlerinin eğilimli sonuçlar vereceği gibi seriler arasındaki eşbütünleşik ilişkinin araştırılması aşamasında da yapısal kırılmaların modele dahil edilmesi gerekmektedir. Eşbütünleşik ilişkideki olası yapısal kırılmalar dikkate alınmadan gerçekleştirilen geleneksel eşbütünleşme testleri zaman boyutunda meydana gelen değişimi açıklamakta yetersiz kalmaktadır. Yapısal kırılmanın ihmal edilmesi, birim kök testlerinde olduğu gibi eşbütünleşme testlerinde de potansiyel olarak ciddi problemler oluşturabilecektir (Alan Bartley, Lee ve Strazicich, 2001). Geleneksel eşbütünleşme testleri yapısal kırılma varlığında temel hipotezi reddedememe eğilimi sergilemektedir. Eğer seriler yapısal değişimler dikkate alınmadan eşbütünleşme testleri ile analiz edilirse doğru sonuçlar elde edilemeyebilecektir. Bu sorunu ortadan kaldırabilmek amacıyla yapısal değişimlerin kukla değişkenler vasıtasıyla modele dahil edildiği eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir. Bu bölüm kapsamında farklı sayıda kırılmaya izin veren birim kök testleri ve bu testlerin gelişim seyri incelenerek eşbütünleşme ilişkisinde yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testleri incelenecektir.

2.2. Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Birim Kök Testleri

2.2.1. Perron (1989) Birim Kök Testi

Zaman serisi analizinde zaman periyodu boyunca meydana gelen politik olaylar, doğal afetler, reform hareketleri ya da bir sektörde gerçekleşen nadir ve önemli hadiselerin seride oluşturduğu şoklar yapısal değişim olarak ifade edilebilmektedir. Serinin bu şoklar dikkate alınmadan geleneksel birim kök testleri ile analiz edilmesi,

durağan bir serinin durağan olmayan yapıda belirlenmesine sebep olabilecektir. Nelson ve Plosser (1982) makroekonometrik zaman serilerini inceledikleri çalışmalarında, ele aldıkları veri setindeki 14 zaman serisinin 13'ünün deterministik trend etrafında durağan olmayan yapı sergilediğini ortaya koymuştur. Perron (1989) çalışmasında ise şokların niteliği serinin birim kök sürecinin belirlenmesinde etkili olmaktadır. Perron (1989) çalışmasında Nelson ve Plosser (1982) ile aynı veri setini kullanarak 1929 buhranı ve 1973 petrol krizinin serilerdeki etkisi üzerinde durmuştur. Perron (1989) bu şokların seri üzerinde meydana getirdiği etkilerin iki şekilde ortaya çıkmakta olduğunu; 1929 buhranının serilerin ortalamalarında önemli bir düşüş yaratmakta iken, 1973 petrol krizinin ise trendin eğiminde değişiklik oluşturduğu doğrultusunda bulgulara ulaşmıştır. Perron (1989) bu iki şoku modele dahil ederek Dickey Fuller denklemlerinde kırılma tarihinin modele kukla değişken olarak ilave edilebildiği yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testini geliştirmiştir. Buna göre Perron'un önerdiği bu testte yapısal değişim, yapısal kırılma tarihinin önsel olarak bilindiği varsayımıyla modele dahil olmaktadır.

Perron (1989) testi tek kırılma tarihinin bulunduğu üç farklı modeli dikkate almaktadır. Çalışmada bu modeller sabitte kırılmalı Model A “Crash Model” model, eğimde kırılmalı Model B “Changing Growth” model olarak adlandırılmaktadır. Sonuncu model ise hem sabitte hem de eğimde kırılmalı modeli göstermektedir (Perron, 1989). Bu üç model aşağıdaki denklemlerle ifade edilmektedir:

$$\text{Model A: } y_t = \mu + dD(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (1.41)$$

$$\text{Model B: } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (1.42)$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (1.43)$$

Modellerde yer alan kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

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

Burada üç model için oluşturulacak alternatif hipotezler y_t serisinin deterministik bir doğrusal trend etrafında durağan bir seri olduğunu belirtmektedir. Olası üç model için alternatif hipotezler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$\text{Model A: } y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (1.44)$$

$$\text{Model B: } y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad (1.45)$$

$$\text{Model C: } y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (1.46)$$

Kukla deęişkenler ise;

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

şeklindedir.

Burada $D(TB)$, DU , DT ve DT^* modellerde ele alınan kukla deęişkenleri göstermektedir. Kukla deęişken $D(TB)$, kırılma döneminin bir sonrasındaki dönem için 1 deęerini, dięer dönemlerde ise 0 deęerini almaktadır. Kukla deęişken DU , kırılma dönemine kadar 0 deęerini, dięer dönemlerde 1 deęerini alır. Kukla deęişken DT^* kırılmanın geręekleştii dönemden sonraki dönemler için 1,2,3...T deęerlerini, dięer durumlarda ise 0 deęerini almaktadır. Dięer kukla deęişken DT , kırılmanın meydana geldiđi dönemine kadar 0 deęerini, kırılmadan sonra ise t deęerini almaktadır. Burada kırılma zamanı olan T_B , trend fonksiyonunun parametrelerinde meydana gelen deęişimin dönemini göstermektedir. Denklem (1.44)' de Model A için tanımlanan alternatif hipotezde kırılma dolayısıyla trend fonksiyonunun sabitinde meydana gelen deęişim $\mu_2 - \mu_1$, Denklem (1.45)' de Model B için tanımlanan alternatif hipotezde kırılma dolayısıyla trend fonksiyonunun eęim parametresinde meydana gelen deęişim $\beta_2 - \beta_1$ şeklinde ifade edilmektedir. Son olarak Model C için oluşturulmuş alternatif hipotezde kırılma dolayısıyla trend fonksiyonunun hem sabit hem de eęim parametrelerinde meydana gelen deęişim için $\mu_2 - \mu_1$ ve $\beta_2 - \beta_1$ arasındaki farklar denklemde birlikte yer almaktadır.

Perron (1989) çalışmasında, yapısal kırılmanın varlığı durumunda DF tipi denklemlere dayanan regresyon modeli ile test istatistiklerini elde etmiştir. Burada elde edilen test istatistiklerinin DF kritik deęerleri ile karşılaştırıldığında serilerin çoęunda birim kök temel hipotezinin reddedilemediğini göstermiştir (Perron, 1989).

Perron (1989) önerdiği birim kök testinde ADF modelini geliştirerek ve kukla değişkenler ilave ederek üç farklı model oluşturmuştur. Bu modeller aşağıdaki denklemler ile ifade edilmektedir.

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \beta^A t + d^A D(TB)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (1.47)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\theta}^B DU_t + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (1.48)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t + \hat{d}^C D(TB)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t \quad (1.49)$$

Denklem (1.47)' deki Model A temel ve alternatif hipotezler altında yalnızca sabit terimde, Model C ise hem sabitte hem de eğimde bir değişime izin vermektedir. Perron (1989) çalışmasında Model A ve Model C üzerinde durmakta ve bu modeller için Kademeli Sapmalı Model kullanılmaktadır. Model B ise trend fonksiyonunun eğiminde bir değişikliğe izin vermekte ve Toplamsal Sapmalı Model kullanılmaktadır (Perron, 1997, s. 358). Birim kökü ifade eden temel hipotez altında Model A, B ve C'nin elde edilmesi için parametrelere aşağıdaki sınırlamalar getirilmektedir;

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

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

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

Üç farklı model için trend durağan süreci ifade eden alternatif hipotezlerin ise aşağıdaki şekilde olması beklenmektedir;

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

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

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

Perron (1989) için test denklemi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$\tilde{Y}_t^i = \rho^i \tilde{Y}_{t-1}^i + \tilde{\varepsilon}_t \quad i = A, B, C \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.50)$$

Burada kalıntıları ifade eden Y_t^i (1.44), (1.45) ve (1.46) numaralı denklemlerden elde edilmektedir. Eğer kalıntılar otokorelasyonlu ise kullanılacak test denklemi aşağıdaki şekildedir.

$$\tilde{Y}_t^i = \rho^i \tilde{Y}_{t-1}^i + \sum_j^k \beta_j \Delta \tilde{Y}_{t-j}^i + \tilde{\varepsilon}_t \quad (1.51)$$

Test denklemleri için hipotezler aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır.

$$\begin{aligned} H_0 : \tilde{\rho}^i &= 1 \\ H_1 : \tilde{\rho}^i &< 1 \end{aligned} \quad (1.52)$$

Test istatistiğinin hesaplanması;

$$\tau = \frac{\tilde{\rho}^i - 1}{S_{\tilde{\rho}^i}}$$

şeklindedir. Elde edilen test istatistiği Perron (1989) tarafından hazırlanan kritik değerler ile karşılaştırılır. Test istatistiğinin kritik değerden büyük olması halinde (mutlak değer olarak) birim kökü ifade eden temel hipotez reddedilerek serinin trend durağan olduğuna karar verilir.

2.2.2. Zivot Andrews (1992) Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992) çalışmasında, Perron (1989) birim kök testinde kırılmanın önsel bilgi ile modele dahil edildiği yaklaşımını eleştirerek, kırılma tarihinin modelden tahmin edildiği yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Çalışmalarında Perron (1989) testinde kırılma noktasının belirleneceği dönemin verilerin önceden gözlemlenmesinin etkisi altında kalılabileceğini ifade etmişlerdir. Ayrıca 1973 petrol krizinin iç ekonomik süreçlerin aksine dışsal bir olay olarak ele alınabilmesi mümkün olsa da; veri seti döneminde 1964 vergi indirimi, Vietnam savaşı gibi dışsal kırılma noktaları olarak ele alınabilecek başka olaylar da olduğunu belirtmişlerdir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 252). Bu kapsamda Zivot ve Andrews (1992) testinde kırılma noktası önsel bilgi olmaksızın veri bağımlı bir prosedür ile tahmin edilmektedir. Böylece geliştirilen test, Perron (1989) birim kök testinden ayrılmakta, kırılma tarihinin dışsal belirlenmesi koşulunu ortadan kaldırmakta ve kırılmayı modelde içsel olarak belirlemektedir.

Zivot ve Andrews, Perron(1989) birim kök testini temel aldıkları çalışmalarında Model A, Model B ve Model C için kullanılan denklemleri geliştirdikleri birim kök testinde kullanmışlardır.

Perron çalışmasında üç model için ADF tipi birim kök stratejisini kullandığı genişletilmiş regresyon denklemleri (1.47), (1.48) ve (1.49) daki gibi gösterilmekteydi.

Zivot ve Andrews ise çalışmasında Perron (1989)' da Model B için iki aşamalı Toplamsal Sapmalı Model' e alternatif olarak, Müdahale Sapmalı Model'i (Intervention Outlier Model) kullanmış ve modeli aşağıdaki şekilde ifade etmiştir:

$$\tilde{y}_t^B = \hat{\alpha}^B \tilde{y}_{t-1}^B + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta \tilde{y}_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.53)$$

Denklem (1.53)'de $\tilde{y}_t^B$, y_t , sabit terim, trend ve DT_t^* regresyonundan elde edilen kalıntıları ifade etmektedir. Birim kökün varlığının testi Perron (1989)'un ifade ettiği Denklem (1.47), (1.48) ve (1.49)'dan hesaplanan aşağıdaki istatistiklerle sağlanmaktadır;

$$t_{\alpha^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (1.54)$$

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989) testinde kırılma tarihinin dışsal olarak belirlenmesi durumunu sorguladıkları çalışmalarında yapısal kırılma tarihini içsel bir oluşum olarak ele almışlardır. Böylece test sürecinde yapısal kırılmaya neden olabilecek şoklar hata terimlerinden çıkarılmamaktadır. Zivot ve Andrews testinde olası üç model için kullanılan temel hipotezler Denklem (1.55)'deki gibi ifade edilmektedir.

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (1.55)$$

Denklem (1.55)'de gösterilen temel hipotez $\{y_t\}$ serisinin yapısal kırılma olmaksızın birim kök içerdiğini ifade etmekte iken, alternatif hipotez $\{y_t\}$ serisinin trend fonksiyonunda zamanın bilinmeyen bir noktasındaki bir kerelik kırılmayla trend durağan süreci ifade ettiğini belirtmektedir. Perron (1989) testindeki kırılma noktası λ 'nın seçilmesi yaklaşımı, Zivot ve Andrews (1992) testinde tahmin prosedürünün sonucu olarak ele alınmaktadır. Burada hedeflenen trend durağan alternatifine en fazla ağırlığı veren kırılma noktasını tahmin etmektir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 254).

Kırılma tarihini modelden tahmin etme amacıyla Denklem (1.56)'daki test istatistiğini minimum yapan nokta ele alınmaktadır. Böylece Denklem (1.56)'daki test istatistiği yardımıyla temel hipotez için en az lehte sonuç veren kırılma noktası seçilmektedir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 254). Bu durumda test istatistiğinin küçük değerleri birim kök temel hipotezinin reddine, yani yapısal kırılmalı trend durağan sürece yöneltecektir. $\hat{\lambda}_{\inf}^i$, model i için minimum değeri belirtmektedir. Bu durumda,

$$t_{\hat{\lambda}_{\inf}^i} = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (1.56)$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada $\Lambda, (0,1)$ 'in belirtilen kapalı bir alt kümesidir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 254).

Zivot ve Andrews (1992) testinde Denklem (1.55)'deki temel hipotez altında, Perron (1989) testinde kullanılan ADF denklemlerindeki kukla değişken $D(T_B)_t$ 'ye ihtiyaç ortadan kalkmaktadır. Zivot ve Andrews tarafından Perron (1989) ADF test stratejisi örnek alınarak birim kök testi için önerilen denklemler;

$$\Delta y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.57)$$

$$\Delta y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.58)$$

$$\Delta y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (1.59)$$

şeklinde dir. Burada sabitte ve trendde kırılmayı ifade eden kukla değişkenler sırasıyla; $DU_t(\lambda)$ ve $DT_t^*(\lambda)$ aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır;

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

Test sürecinde her bir seri için $j = 2/T$ ve $j = (T-1)/T$ aralığında bulunan $\lambda = T_B / T$ kırılma noktası ile regresyon denklemleri en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir. Her bir λ değeri için, ilave değişken sayısının belirlenmesi Perron (1989) tarafından önerilen prosedür ile gerçekleştirilir ve $a=1$ eşitliğini sınamak için t istatistiği hesaplanır. Test sürecinde olası tüm kırılma noktalarından t istatistiğini minimum yapan tarih kırılma tarihi olarak belirlenir. Kırılma yılının tespitinin ardından hesaplanan t istatistiği Zivot ve Andrews (1992)'de belirtilen kritik değer ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan test istatistiği kritik değerlerden büyükse (mutlak değer olarak), yapısal kırılma olmaksızın durağanlığı işaret eden birim kök temel hipotezi reddedilmekte ve serinin bir kerelik kırılmayla trend durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

2.2.3. Lumsdaine ve Papell (1997) Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell (1997), kırılma noktasının veri bağımlı bir prosedür olarak ele alındığı ve tek yapısal kırılma tarihinin içsel olarak modelden tahmin edildiği Zivot ve Andrews (1992)'in çalışmasını göz önünde bulundurarak, olası iki içsel yapısal kırılmayı modelden tahmin etmeye çalıştıkları birim kök testini geliştirmişlerdir. Lumsdaine ve Papell bu noktada, birim kök testi sonuçlarının yapısal kırılmaların sayısına duyarlı olduğunu ve tek içsel kırılma kullanılarak elde edilen sonuçların iki kırılma içeren bir modelin tahmini ile genellikle tersine çevrildiğine işaret etmektedir (Lumsdaine ve Papell, 1997, ss. 217–218). Lumsdaine ve Papell testinde yapısal kırılmalar, Zivot ve Andrews testinde olduğu gibi yalnızca alternatif hipotez altında tanımlanmaktadır. Böylelikle temel hipotez serinin yapısal kırılma olmaksızın birim kök içerdiğini, alternatif hipotez ise serisinin trend fonksiyonunda zamanın farklı noktalarındaki iki yapısal kırılmayla trend durağan olduğunu ifade etmektedir.

Lumsdaine ve Papell (1997)'in çalışmalarında ele aldıkları denklemler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$\text{Model AA: } \Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.60)$$

$$\text{Model CA: } \Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.61)$$

$$\text{Model CC: } \Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.62)$$

$$DU1_t = \begin{cases} 1, & t > TB1 \\ 0, & t \leq TB1 \end{cases} \quad \text{ve} \quad DU2_t = \begin{cases} 1, & t > TB2 \\ 0, & t \leq TB2 \end{cases},$$
$$DT1_t = \begin{cases} 1, & t > TB1 \\ 0, & t \leq TB1 \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT2_t = \begin{cases} 1, & t > TB2 \\ 0, & t \leq TB2 \end{cases}$$

Burada $DT1$ ve $DT2$ sırasıyla trendde meydana gelen birinci ve ikinci kırılmalara, $DU1$ ve $DU2$ ise ortalamada meydana gelen birinci ve ikinci kırılmalara karşılık gelen kukla değişkenleri ifade etmektedir. Burada CC Modeli'nden $DU2$ ve $DT2$ değişkenlerinin çıkartılması durumunda Zivot ve Andrews(1992) testinde belirtilen

Model C'ye, $DT1$ değişkeni çıkarılırsa Model A'ya ve $DU1$ değişkeni çıkarılırsa Model B'ye dönüşmektedir.

Test sürecinde gecikme uzunluğu k ' yı belirleyebilmek için veri bağımlı yöntemlerin önsel belirlenmiş bir k değeri seçilmesinden daha üstün olmasından dolayı, ZA testinde de olduğu gibi Perron (1989) tarafından önerilen genelden özele yaklaşım kullanılır (Lumsdaine ve Papell, 1997, s. 215). Gecikme uzunluğunun elde edilmesi aşamasında k için bir üst sınır belirlenmekte ve bu değer anlamlı olan gecikmeyi bulana kadar k değeri azaltılarak işleme devam edilmektedir. Eğer gecikmeler anlamlı olmazsa $k = 0$ olarak belirlenir (Ben-David, Lumsdaine ve Papell, 2003, s. 306).

δ_0 örneklem başlangıç değeri olmak üzere test istatistikleri $k_0 = [T\delta_0]$, $k_1 \neq k_2$, $k_1 \neq k_2 + 1$ iken $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ farklı k_1 ve k_2 çiftleri için T gözlemin tümünün kullanılmasıyla hesaplanır. Burada δ_1 ve δ_2 sırasıyla birinci ve ikinci kırılmanın parçalarını göstermekteyken $\delta_1 = TB1/T$ ve $\delta_2 = TB2/T$ olarak elde edilmektedir. $0 < \delta_0 \leq \delta_1$ ve $\delta_2 \leq (1 - \delta_0) < 1$ düzenlemeleri ile katsayılardaki değişimin örneklemin uç noktalarında olamayacak şekilde sınırlandırılır. Burada kırpma değeri $k_0 = (T\delta_0)$ olarak belirlenir (Lumsdaine ve Papell, 1997, ss. 213–214).

Bu testte kırılma tarihlerini saptayabilmek için olası tüm kırılma çiftleri arasından α 'nın t istatistiğini minimuma indirgeyen tarih çiftleri belirlenir. Eğer elde edilen t istatistiği kritik değerden küçükse serinin yapısal kırılma olmaksızın birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Böylece serinin farklı zaman noktalarındaki iki yapısal kırılmayla trend durağan olduğu anlaşılmaktadır. Lumsdaine ve Papell (1997) hipotez testi için gerekli kritik değerleri üç farklı yol ile hesaplamışlardır. İlk yöntemde uygun gecikme uzunluğu maksimum sekiz gecikme ile içsel olarak belirlenmiş ve kritik değerler üç model için elde edilmiştir. İkinci yöntemde kritik değerler serilerin tam gözlem sayıları kullanılarak hesaplanmıştır. Üçüncü yöntemde ise her seri için ARMA modelleri tahmin edilmekte ve bu ARMA modelin gerçek veri üretim sürecini ifade ettiği varsayılarak bootstrap kritik değerleri elde edilmiştir.

2.2.4. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell (1997) testinde yapısal kırılma olmaksızın oluşturulmuş temel hipotezin reddi yalnızca bir birim kökün reddedileceğini ifade etmektedir. Lee ve Strazicich (2003) bu durumu eleştirerek temel ve alternatif hipotezlerde kırılmanın dikkate alınması gerektiğini ifade etmişler, temel ve alternatif hipotezlerinde kırılmaya izin veren içsel iki kırılmalı Lagrange Çarpanları (LM) birim kök testini geliştirmişlerdir.

Testin veri yaratma süreci Denklem (1.63)'deki ifade edilmektedir:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.63)$$

Burada kalıntıları ifade eden ε_t , iid $N(0, \sigma^2)$ olmak üzere Z_t dışsal değişkenler vektörüdür. Ekonomik çalışmalarda zaman serilerinin pek çoğu yaygın olarak kullanılan Model A ve Model C ile yeterince temsil edilebileceği için Lee ve Strazicich (2003) Model B'yi kullanmamayı tercih etmiştir. Düzeyde iki yapısal kırılmaya izin vermek üzere Model A, $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ tanımlaması ile ifade edilmektedir. Burada T_{Bj} kırılmanın gerçekleştiği zaman periyodunu belirtmekten D_{1t} ve D_{2t} kukla değişkenleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

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

Model C, $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ tanımlamasıyla ifade edilmekten düzeyde ve trendde iki yapısal kırılmaya izin vermektedir. Kukla değişkenler D_{1t} ve D_{2t} için tanımlamalar aşağıdaki gibidir:

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

Bu veri yaratma süreci temel hipotez ($\beta = 1$) ve alternatif hipotez ($\beta < 1$) altında yapısal kırılmaları kapsamaktadır. Model A'ya özgü temel ve alternatif hipotezler β değerine bağlı olarak aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (1.64)$$

$$H_1 : y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (1.65)$$

Eşitliklerde v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimlerini ifade etmektedir. Burada $d = (d_1, d_2)'$ olarak belirtilmekte, kukla değişken B_{jt} aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

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

Denklem (1.64)'e D_{jt} terimlerinin Denklem (1.65)'e ise DT_{jt} terimlerinin eklenmesiyle Model C için temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$H_0 : y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (1.66)$$

$$H_1 : y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + DT_{1t} + DT_{2t} + v_{2t} \quad (1.67)$$

Lee-Strazicich, LM prosedürü kullandıkları çalışmasında iki kırılmalı LM birim kök test istatistiğini aşağıdaki regresyon denkleminin tahminiyle elde etmektedir:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (1.68)$$

Denklem (1.68) 'de $\tilde{S}_{i-1} = y_t - \bar{\psi}_x - Z_i \tilde{S}_{t-1}$, $t = 2, \dots, T$ 'dir. Burada y_1 ve Z_1 , y_t ve Z_t 'nin ilk gözlemleri ve $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine kurulan regresyonundan elde edilen katsayılarıdır. $\tilde{\psi}_x, y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ şeklinde elde edilmektedir. Birim kök temel hipotezi $\phi = 0$ ile temsil edilmekteyken hipotezin LM tipi test istatistiği Denklem (1.69)'deki gibidir:

$$\begin{aligned} \tilde{\rho} &= T \tilde{\phi} \\ \tilde{\tau} : \phi &= 0 \text{ temel hipotezinin } t \text{ istatistiği} \end{aligned} \quad (1.69)$$

Lee ve Strazicich geliştirdikleri LM birim kök testinde, içsel kırılma noktaları T_{Bj} 'ler Denklem (1.70)'de belirtilen ağ araması yöntemiyle belirlenir.

$$LM_{\rho} = \inf \tilde{\rho}(\lambda), \quad LM_{\tau} = \inf \tilde{\tau}(\lambda) \quad (1.70)$$

T gözlem sayısı TB ise kırılma zamanı olmak üzere $\lambda_i = TB_i / T$, $i = 1, 2$ ' dir. Lee ve Strazicich (2003) çalışmalarında test sürecinde kullanılan kritik değerleri tabloştırmıştır. Denklem (1.69)'da hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden küçük olması durumunda yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilmekte ve serinin yapısal kırılma ile durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

2.2.5. Kapetanios (2005) Birim Kök Testi

Kapetanios (2005) çalışmasında ikiden çok ancak maksimum kırılma sayısı m 'den daha az veya eşit olmak üzere belirsiz sayıda kırılmaya izin veren birim kök testini geliştirmiştir. Lumsdaine ve Papell (1997)' de ifade edildiği gibi belirli sayıda yapısal kırılmaya karşılık birim kök temel hipotezinin testi dar bir çerçeve sunmakta iken, Kapetanios (2005) tarafından geliştirilen test varsayılan kırılma sayısına bağımlılığı azaltmaya yöneliktir (Kapetanios, 2005, ss. 123–124).

Kapetanios (2005) çalışmasında, tek kırılma durumunda Banerjee vd (1992) ve Zivot ve Andrews (1992) tarafından kullanılan sıralı Dickey-Fuller t istatistiklerine dayanan aşağıdaki modeli temel almaktadır.

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \psi_i DT_{i,t} + \epsilon_t \quad (1.71)$$

Burada $\gamma(L) = \gamma_1 + \dots + \gamma_k L^k$ olmak üzere $1 - \gamma(L)$ birim çember dışında köklere sahiptir. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri otokorelasyon ihtimali göz önünde bulundurularak modele ilave edilmektedir. $DU_{i,t}$ sabit, $DT_{i,t}$ trend için kırılma kukla değişkenlerini olmak üzere aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

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

Yukarıda ifade edilen modelde kukla değişkenler $T_{b,i}$, i 'inci ($i = 1, 2, \dots, m$) kırılma tarihini göstermektedir. Denklem (1.71)'de $\psi_1 = \psi_2 = \dots = \psi_m = 0$ olması durumunda sabitte kırılmaya izin verilen model halini almaktadır. Diğer bir kısıt olan $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_m = 0$ gerçekleşmesi durumunda ise model trendde kırılmalı model halini alacaktır. Eğer buradaki iki kısıtlama geçerli değilse sabitte ve trendde kırılmalı Model C halini almaktadır.

Kapetanios (2005) çalışmasında kırılma tarihlerini belirlemek için Bai ve Perron (1998) çalışmasında önerilen yöntem kullanılmakta iken, geliştirilen test sürecinde çeşitli adımları takip eden yöntem aşağıdaki şekilde ele alınmaktadır.

Adım 1: Burada ilk olarak kırılma sayısını ifade eden m belirlenmektedir. Daha sonra ilk kırılmayı belirleyebilmek için T_1^a ile gösterilen olası tüm kırılma noktaları için $\alpha = 1$ hipotezine ait t istatistikleri elde edilmektedir. Burada elde edilen test istatistikleri dizisi τ^1 olarak gösterilmektedir.

Adım 2: Aşağıdaki denklem ile minimum kalıntı kareler toplamının (KKT) elde edildiği tarih ilk kırılma tarihi olarak seçilir;

$$KKT = \sum_{t=k+2}^T \left(y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\phi}_1 DU_{1,t} + \hat{\psi}_1 DT_{1,t} \right)^2 \quad (1.72)$$

Adım 3: Tahmin edilmiş olan kırılma tarihini örneğe ekleyerek örneğin kalanında T_2^a ile gösterilen olası tüm kırılmalar arasında sonraki yapısal kırılma tarihi aranmakta ve yeniden $\alpha = 1$ hipotezi için τ^2 ile gösterilen test istatistikleri dizisi elde edilmektedir. İlk iki kırılma için test istatistikleri $\tau_1^2 = \tau^1 \cup \tau^2$ setinde birleştirilir.¹

Adım 4: Bir sonraki kırılma tarihi tekrar minimum KKT elde edilerek bulunmaktadır.

Adım 5: Bundan önceki adımlar olan Adım 3 ve Adım 4, m sayıda kırılma sayısı elde edilene kadar tekrarlanır. Olası tüm kırılmalar $i = 3, \dots, m$ iken T_i^a olarak belirtilmektedir.

Adım 6: Uygun test istatistiği $\tau_1^m = \tau^1 \cup \tau^2 \cup \dots \cup \tau^m$ arasından en küçüğüdür.

$$\tau_{\min^m}$$

Test sürecinde $H_0 : \alpha = 1$ temel hipotezine karşılık $H_1 : \alpha < 1$ alternatif hipotezi sınanmaktayken, Kapetanios (2005)'te test için gerekli kritik değerler tablolastırılmıştır.

¹ Aranan her kırılma için sıfırdan farklı bir kırılma oranı kullanılmaktadır.

2.3. Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Eşbütünleşme Testleri

2.3.1. Gregory ve Hansen (1996) Eşbütünleşme Testi

Düzeyde durağan olmayan değişkenlerin doğrusal bileşimlerinin durağan olabileceklerinin tespit edilebildiği sıradan eşbütünleşme testleri, elde edilen bu doğrusal bileşimde zaman periyodunun bilinmeyen bir noktasında meydana gelen olası bir yapısal kırılmayı modelleyememektedir. Gregory ve Hansen (1996) seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini inceledikleri çalışmalarında yapısal kırılma noktasının içsel olarak belirlendiği tek kırılmaya izin veren yeni bir test geliştirmişlerdir. Test metodolojisi Engle-Granger eşbütünleşme testine yapısal kırılmayı dikkate alacak kukla değişkenler ilave edilmesiyle elde edilmektedir. Böylelikle Gregory-Hansen rejim değişimi kavramına dayanan, kalıntı temelli eşbütünleşme testinin bir genellemesi niteliğinde ele alınabilecek alternatif bir yaklaşım geliştirmiştir (Lee ve Chien, 2008, s. 365).

Test sürecinde yapısal değişimi modellemede kullanılan kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$\varphi_{tr} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau] \\ 1, & t > [n\tau] \end{cases}$$

Burada bilinmeyen parametre τ yapısal kırılma zamanını, n ise gözlem sayısını göstermekten, $[n\tau]$, değişim noktasının tam sayı olmasını sağlamaktadır. Kukla değişkenlerin ilave edilmesi ile elde edilen bu modeller; Denklem (1.73) sabitte, Denklem (1.74) sabitte ve trendde, Denklem (1.75) ise rejimde tek kırılmaya izin verecek şekilde aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\text{Model C: } y_{it} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \alpha^\top y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (1.73)$$

$$\text{Model C/T: } y_{it} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \beta t + \alpha^\top y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (1.74)$$

$$\text{Model C/S: } y_{it} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{tr} + \alpha_1^\top y_{2t} + \alpha_2^\top y_{2t} \varphi_{tr} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (1.75)$$

Modellerde μ_1 kırılmadan önceki sabit terimi, μ_2 ise yapısal kırılmanın sabit terimde meydana getirdiği değişimi göstermektedir. Model C' ye trend değişkeninin ilave edilmesiyle Model C/T, çarpımsal değişken ilave edilmesiyle Model C/S elde edilmektedir. Model C düzey değişim modeli, Model C/T trendli düzey değişim modeli ve Model C/S rejim değişim modeli olarak ifade edilmektedir. Burada α_1 kırılma öncesi eğim katsayısını, α_2 eğim katsayısında gerçekleşen değişimi belirtmektedir.

Gregory ve Hansen (1996) testinde modelleri sınamak için kullanılan temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir;

H_0 : Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

H_s : Yapısal değişim ile değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Testin uygulanması aşamasında önerilen bütün modellerde bütün kırılma noktaları (τ) EKK yöntemi ile tahmin edilerek kalıntılar elde edilmektedir. Hipotezlerin testi için elde edilen kalıntılardan üç farklı test istatistiği hesaplanmakta, bu test istatistiklerinin minimum olduğu nokta uygun yapısal değişim yeri olarak belirlenmektedir. Kırılma noktası önsel olarak bilinmiyorsa model yinelemeli olarak tahmin edilir ve kırılma noktası (τ) örneklem boyutu T olmak üzere $|0.15T| \leq \tau \leq |0.85T|$ aralığında değer almaktadır (Narayan, 2007, s. 78).

$$Z_{\alpha}^* = \inf_{\tau \in T} Z_{\alpha}(\tau) \quad (1.76)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau) \quad (1.77)$$

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (1.78)$$

Yukarıda ifade edilen denklemler aracılığıyla hesaplanan test istatistikleri Gregory ve Hansen (1996)' da belirtilen kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Burada temel hipotezin reddedilmesi durumunda değişkenler arasında yapısal kırılma içeren eşbütünleşik ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır.

2.3.2. Hatemi-J (2008) Eşbütünleşme Testi

Hatemi-J (2008), Gregory ve Hansen (1996) tarafından önerilen içsel tek yapısal kırılmalı eşbütünleşme testini geliştirdiği çalışmasında iki yapısal kırılmaya izin veren yeni bir eşbütünleşme testini literatüre kazandırmıştır. Geliştirilen testte yapısal kırılmaların sabit ve eğim üzerindeki etkisi iki kırılmaya izin veren tek denklemlerle bir spesifikasyon ile aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0' x_t + \beta_1' D_{1t} x_t + \beta_2' D_{2t} x_t + u_t \quad (1.79)$$

D_{1t} ve D_{2t} kukla değişkenleri Denklem (1.79)'daki gibi ifade edilmekteyken, $\tau_1 \in (0,1)$ ve $\tau_2 \in (0,1)$ rejim değişim tarihlerini belirten bilinmeyen parametrelerdir. Hatemi-J (2008) çalışmasında $\tau_1 \in T_1 = (0.15, 0.70)$ ve $\tau_2 \in T_2 = (0.15 + \tau_1, 0.85)$

aralığındaki bilinmeyen kırılma zamanları τ_1 ve τ_2 , yapısal kırılmaların etkilerini gösteren D_{1t} ve D_{2t} kukla değişkenlerinin değişim noktasındaki durumlarına göre 0 ve 1 değerlerini almasıyla belirlenmektedir (Hatemi-J, 2008, ss. 499–500).

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau_1] \\ 1, & t > [n\tau_1] \end{cases}$$

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

Denklem (1.79)'da α_0 yapısal kırılma gerçekleşmeden önceki sabit terim, α_1 birinci yapısal kırılmadan dolayı, α_2 ikinci yapısal kırılmadan dolayı sabit terimde meydana gelen değişimi göstermektedir. Eğim katsayılarından β_0 yapısal değişimlerden önceki eğim katsayısını, β_1 birinci yapısal kırılmadan dolayı, β_2 ise ikinci yapısal kırılmadan dolayı eğim katsayısında meydana gelen değişimi göstermektedir.

Eşbütünleşme ilişkisinin araştırıldığı serilerde hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

H_0 : Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

H_s : İki yapısal değişim altında değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Temel hipotezin testinde kullanılan ADF^* istatistiği Denklem (1.79)'daki modelden elde edilen kalıntıların gecikmeli değerleri ile regresyonundan elde edilen eğim katsayısının t-istatistiğinin elde edildiği yöntemi ifade etmektedir. Z_a test istatistiği ise ;

$$Z_a = n(\hat{\rho}^* - 1)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. Z_a ve Z_t istatistiklerinin temel aldığı sapması düzeltilmiş birinci dereceden otokorelasyon katsayısının tahmincisini belirten $\hat{\rho}^*$ aşağıdaki formül ile hesaplanabilmektedir (Hatemi-J, 2008, s. 499).

$$\hat{\rho}^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} \left(\hat{u}_t \hat{u}_{t+1} - \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\gamma}(j) \right)}{\sum_{t=1}^{n-1} \hat{u}_t^2} \quad (1.80)$$

Z_t istatistiği Denklem (1.80)'de ifade edilen formül aracılığıyla aşağıdaki gibi hesaplanabilmektedir.

$$Z_t = \frac{(\hat{\rho}^* - 1)}{\left(\hat{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\gamma}(j) \right) / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{u}_t^2} \quad (1.81)$$

Burada paydada parantez içindeki kısmı $\hat{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w(j/B) \hat{\gamma}(j)$, $\hat{u}_t$ 'nin $\hat{u}_{t-1}$ üzerine kurulan regresyonundan elde edilen kalıntıların uzun dönemli varyans tahmincilerini ifade etmektedir. Hatemi-J (2008) çalışmasında test istatistikleri aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

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

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

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

Burada eşbütünleşme olmadığını ifade eden temel hipotezin reddi için olası tüm kırılma noktalarında elde edilen test istatistiklerinden en küçük değere sahip olan kullanılmaktadır (Narayan ve Narayan, 2010, s. 359). Temel hipotezin testi aşamasında kullanılacak kritik değerler Hatemi-J (2008) çalışmasında tablolastırılmıştır.

2.3.3. Maki (2012) Eşbütünleşme Testi

Serilerin zaman boyutunda meydana gelen kırılmalar testlerin performansını etkilemekte ve standart eşbütünleşme testleri ile analiz edildiğinde eşbütünleşik ilişkiyi saptamak mümkün olmayabilmektedir. Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme ilişkisini incelediği çalışmasında bir kırılma altında, Hatemi-J (2008) en fazla iki yapısal kırılma altında eşbütünleşik ilişkiyi test etmeye imkan sağlamaktayken Maki (2012) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testinde beş yapısal kırılmaya kadar izin verilmektedir. Test sürecinde alternatif hipotez altında gerçekleşmesi muhtemel bilinmeyen sayıda kırılmaya izin verilmektedir. Maki (2012)'ye göre önerilen test kırılma sayısı bilinmediğinde bu sayının yanlış belirlenmesi açısından bir avantaja sahiptir. Maki(2012) testi üçten fazla yapısal kırılma söz konusuyken Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) testlerine üstünlük sağlamaktadır (Maki, 2012, s. 2011).

Maki (2012) çoklu kırılmaları dikkate alan aşağıdaki dört farklı modeli önermiştir;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta \mathbf{x}_t + u_t \quad (1.82)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' \mathbf{x}_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i \mathbf{x}_t D_{i,t} + u_t \quad (1.83)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' \mathbf{x}_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i \mathbf{x}_t D_{i,t} + u_t \quad (1.84)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta \mathbf{x}_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i \mathbf{x}_t D_{i,t} + u_t \quad (1.85)$$

Burada Denklem (1.82) sabitte kırılmalı modeli göstermektedir. Rejim değişimi modeli olarak adlandırılan Denklem (1.83) sabitte ve eğimde kırılmalı modeli ifade etmekte ve kukla değişken ilave edilerek β eğim parametrelerinde de yapısal kırılmalara izin vermektedir. Denklem (1.84) sabitte ve eğimde kırılmalı trend içeren modeli, Denklem (1.85) ise sabitte, eğimde ve trendde kırılmalı modeli ifade etmektedir. y_t bir skaler ve $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{mt})'$ ($m \times 1$) boyutlu vektör olmak üzere bu değişkenler birinci farkta durağandır. Kukla değişken $D_{i,t}$, $t > T_{Bi}$ ($i = 1, \dots, k$) olması durumunda 1 aksi halde 0 değerini almaktadır. k maksimum kırılma sayısını T_{Bi} ise kırılma tarihini göstermektedir. Burada $k = 1$ durumu Gregory ve Hansen (1996), $k = 2$ durumu ise Hatemi-J(2008) modellerine benzemekteyken bu yöntemler sırasıyla bir ya da iki yapısal kırılma olduğu varsaymaktadır (Maki, 2012, s. 2012).

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 (1.86) tahmin edilmektedir.

$$y_t = \mu + \mu_1 D_{1,t} + \beta' \mathbf{x}_t + u_t \quad (1.86)$$

Daha sonra Denklem (1.87)'de gösterilen regresyon denkleminde $\rho < 0$ alternatif hipotezine karşı $\rho = 0$ temel hipotezinin sınaması gerçekleştirilmektedir.

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.87)$$

Burada $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$ iken $\hat{u}_t$ Denklem (1.86)'dan 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 (1.86)'nın kalıntı kareler toplamını (KKT) minimum yapan tarih olarak belirlenmektedir.

$$KKT_1 = \sum_{t=1}^T \left(y_t - \hat{\mu} - \hat{\mu}_1 D_{1,t} - \hat{\beta}' \mathbf{x}_t \right)^2 \quad (1.88)$$

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 (1.89) tahmin edilmekte ve ikinci kırılma için olası tüm kırılma tarihlerinde $\rho = 0$ 'ın testi için t istatistikleri hesaplanmaktadır².

$$y_t = \mu + \mu_1 D_{1,t} + \mu_2 D_{2,t} + \beta \mathbf{x}_t + u_t \quad (1.89)$$

ve

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.90)$$

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

Adım 4. İkinci kırılma tarihi Denklem (1.89)'un kalıntı kareler toplamını (KKT) minimum yapan tarih olarak belirlenmektedir.

$$SSR_2 = \sum_{t=1}^T \left(y_t - \hat{\mu} - \hat{\mu}_1 D_{1,t} - \hat{\mu}_2 D_{2,t} - \hat{\beta}' \mathbf{x}_t \right)^2 \quad (1.91)$$

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

² Bunun için Adım 1 ve Adım 2' deki hesaplama yöntemi uygulanmaktadır

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

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

H_0 : Eşbütünleşme yoktur.

H_1 : i yapısal kırılma altında eşbütünleşme vardır. ($i \leq k$)

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

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FOURIER BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

3.1. Fourier Dönüşümü

Zaman serileri ekonometrisinde serilerin durağan olup olmama durumlarının incelendiği birim kök testleri, uygulanan yöntemler ve yeni düşünceler ile sürekli gelişim göstermiştir. Bunlardan biri de tahmin denkleminde Fourier terimlerinin eklenmesiyle geliştirilen Fourier birim kök testleridir.

İktisadi zaman serilerindeki yapısal kırılmalar serilerin zaman boyutunda değişimlerin incelenmesi ile analiz edilebilmektedir. Zaman boyutunda meydana gelen olası kırılmalar serilerin deterministik kısımlarında değişmelere yol açacaktır. Fourier dönüşümü ile serinin zaman boyutundaki bilgi frekans boyutuna dönüştürülmektedir. Fourier testleri ile bu dönüşüm aracılığıyla model denkleminde trigonometrik terimler ilave edilmekte bu sayede olası yapısal kırılmaların sayısı, formu ve zamanı hakkında önsel varsayımlarda bulunma gerekliliği ortadan kalkmaktadır (Enders ve Lee, 2004, s. 2). Fourier dönüşümü iki farklı uzay arasında geçişi sağlamakta ve bu sayede bir olayın iki farklı uzayda incelenmesine imkan vermektedir (Gürsaka1, 2009, s. 9)

Klasik zaman alanı yaklaşımında değişkenin frekansı ile ilgili önsel bir bilgiye yer verilmeden zamana bağlı özellikleri incelenmektedir. Bu nedenle değişkenin davranışının incelenmesi hakkında ilgili frekansın örneklem frekansı ile bağdaştığı varsayımı yapılmaktadır. Ancak değişkeninin gerçekleşmesi yalnızca bir frekansa değil birkaç frekans bileşenine bağlıysa bir sorun ortaya çıkmakta ve böylece zaman alanı yaklaşımında orijinal veri setindeki bilgi etkin olarak işlenememektedir (Masset, 2008, s. 2). Fourier yaklaşımı temelde bir dönüşüm mekanizması üzerine inşa edilmektedir. Fourier dönüşümü ile seri frekansın bir fonksiyonu olarak ele alınmakta, ancak bu durumda zaman boyundaki bilgi korunamamaktadır (Gençay, Selçuk ve Whitcher, 2002, s. 98). Burada bu işlevi üstlenen fonksiyonlar trigonometrik fonksiyonlardır. 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 denkleminde ilave edilen fourier fonksiyonları aracılığıyla bu yapısal kırılmaların formu ve sayısı hakkında varsayımda bulunmadan birim kök sınavasını mümkün hale getirmektedir.

Daha önceki bölümlerde incelenen geleneksel eşbütünleşme testleri eşbütünleşik ilişkide yapısal değişimin etkisini dikkate almamakta iken, bu eksikliği ortadan kaldırmak için geliştirilen yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri, ilişkinin kırılmadan etkilendiği ve kırılma sayısının testin izin verdiği sayıda gerçekleştiği gibi varsayımlar ile ele alınmaktadır. Ancak model denkleminde kırılma tarihlerini temsilen eklenecek kukla değişkenler hem serbestlik derecesi kaybına hem de yumuşak kırılmaların formunu modellemede güçlüklerle neden olabilecektir. Eşbütünleşme ilişkisinin fourier dönüşümü ile ele alındığı testler, ilişkideki kırılma formu ve sayısı hakkında varsayımda bulunmadan seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Bu amaçla model denkleminde trigonometrik terimler eklenmekte ve yapısal değişimin formu fourier fonksiyonları ile modellenmektedir.

3.2. Fourier Birim Kök Testleri

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

Enders ve Lee (2004) çalışmalarında serilerin sergiledikleri davranışları en uygun biçimde tespit edebilmek amacıyla önsel bilgiye dayanmayan yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Enders ve Lee' nin önerdiği durağanlık sınaması yaklaşımında serilerin birim kök süreci araştırılırken kırılmanın gerçekleştiği tarih, kırılma sayısı ve fonksiyonel yapısının belirlenme aşamaları test sürecinden çıkarılmaktadır. Böylece önsel bilgi gerektiren bu sorunların üstesinden gelebilmek için tahmin denkleminde dahil edilecek uygun frekans bileşeninin belirlenmesi gerekmektedir. Enders ve Lee (2004) bu noktada serilerin davranışının tek bir frekans bileşeni kullanılarak modellenebileceğini ifade etmektedir. Yapısal değişimlerin keskin ve ani gerçekleştiği durumlarda kukla değişken kullanımı daha uygun olabileceken yumuşak kırılmaların olması durumunda önerilen yaklaşım daha iyi sonuçlar vermektedir (Enders ve Lee, 2004, s. 2).

Test için veri yaratma süreci aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$y_t = a_0 + \gamma \cdot t + a_1 \sin(2\pi kt / T) + a_2 \cos(2\pi kt / T) + e_t \quad (1.92)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.93)$$

Burada temel hipotez $\beta = 1$ serinin birim kök içerdiğini, alternatif hipotez $\beta < 1$ ise serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Enders ve Lee (2004) çalışmalarında hipotezlerin testi için Lagrange Multiplier (LM) ve Dickey-Fuller (DF) tipi test prosedürlerini önermişlerdir.

İki adımlı bir tahmin metodunu kullandıkları LM testi için ilk adımda birinci farklar regresyonu aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir.

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin(2\pi kt / T) + \delta_2 \Delta \cos(2\pi kt / T) + u_t \quad (1.94)$$

Katsayı tahminleri $\tilde{\delta}_0, \tilde{\delta}_1$ ve $\tilde{\delta}_2$ şeklinde ifade edilen trendden arındırılmış serinin tahmini aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi} - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt / T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt / T), t = 2, \dots, T \quad (1.95)$$

y_1, y_t serisinin ilk gözlemini ifade etmekten $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi k / T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi k / T)$ şeklindedir. Burada başlangıç değerinin etkisini kontrol etmek için y_t den $\tilde{\psi}$ çıkartılmaktadır.

İkinci adımda tahmin edilen regresyon denklemi ise aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin(2\pi kt / T) + d_2 \Delta \cos(2\pi kt / T) + \varepsilon_t \quad (1.96)$$

Denklem (1.96)'da $\phi = 0$ temel hipotezi altında serinin durağan olmadığı anlaşılmakta, bu noktada LM test istatistiği aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\tau_{LM} = \phi = 0 \text{ temel hipotezini sınavan t istatistiği}$$

Enders ve Lee (2004) çalışmalarında test sürecinde kullanılacak kritik değerleri elde ederek tabloştırmıştır.

Dickey-Fuller tipi test prosedürünün ele alındığı model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin(2\pi kt / T) + c_4 \cos(2\pi kt / T) + e_t \quad (1.97)$$

Burada LM testinde olduğu gibi regresyon denkleminde sinüs ve kosinüs fonksiyonları ilave edilmiştir. Denklem (1.97)'de ifade edilen regresyon denkleminde k frekans sayısını T ise örneklem büyüklüğünü ifade etmektedir. Burada araştırmacı $k = 1$ olarak belirlerse test doğrudan uygulanabilmektedir. Frekans sayısının tahmin edilmesi durumunda kırılma için test aşağıdaki adımları takip eder.

Adım1: Denklem (1.97) $1 \leq k \leq 5$ aralığındaki tüm k değerleri için tahmin edilir. Burada uygun $\hat{k}$ değeri, tüm değerler için gerçekleştirilen regresyon tahminlerinden elde edilen kalıntı kareler toplamının minimum olduğu regresyonun frekans değeri olarak

belirlenmektedir. Kalıntılarda otokorelasyonun varlığı durumunda Δy_t 'nin gecikmeli değerleri Denklem (1.97)'ye eklenmektedir.

Adım 2: $c_3 = c_4 = 0$ temel hipotezini test etmek amacıyla F testi uygulanır. Bu sınamanın gerçekleştirilmesi için kritik değerler Enders ve Lee (2004)'ün çalışmasında yer almaktadır. Eğer burada hesaplanan F değeri kritik değerden küçükse doğrusal trend temel hipotezi reddedilemez. Enders ve Lee bu durumda klasik Dickey-Fuller testinin uygulanacağını belirtmiştir.

Adım 3: Denklem (1.97)'de $\rho = 0$ temel hipotezinin test istatistiği τ_{DF} olmak üzere, k 'nın tüm tahmin değerleri için kritik değerler çalışmada tablolaştırılmıştır.

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

Ekonomik süreçlerin gözlemlenebildiği seriler zamanın bilinmeyen noktasında bilinmeyen sayı ve bilinmeyen fonksiyonel yapıda çeşitli yapısal kırılmalar sergilemektedir. Perron (1989) çalışmasında yapısal kırılmaların doğru biçimde modellenmesinin bir birim kökün testi için gerekliliğini ortaya koymuştur. Veri üretim sürecinde var olan yapısal kırılmaların doğru modellenememesi birim kök testlerini geçersiz kılabilir. Serinin durağanlığı hakkında kararsızlığa sahip bir araştırmacının olası kırılmaları modellemenin doğru yolunu bilmesi pek ihtimal dahilinde değildir. Becker vd. (2006) zaman kuklası kullanmanın kırılmanın yapısını modellemede yetersiz kalabileceğini ifade etmiş, bilinmeyen bir form ve sayıdaki kırılmaları belirleme sorununu azaltmak için yeni bir durağanlık testi önermişlerdir. Bunun sonucu olarak spesifikasyon problemi; belirli kırılma sayısı, tarihi ve formunu belirlemek yerine tahmin denklemine eklenecek uygun frekans bileşenini seçmeye dönüşmektedir. Gallant (1984) , Davies (1987), Gallant ve Souza (1991) ve Becker vd (2004) olmak üzere birçok yazar Fourier yaklaşımının, fonksiyonun kendisi periyodik olmasa da genellikle bilinmeyen bir fonksiyonun davranışını yakalayabildiğine işaret etmektedir (Becker ve diğerleri, 2006, s. 382). Çalışmada geliştirilen birim kök testinin metodolojisi keskin kırılmaları belirlemesinin yanı sıra kırılmalar kademeli olduğunda en iyi sonucu verecek şekilde tasarlanmıştır. Temel hipotez zayıf durağanlığı belirtmekle beraber test, veri yapısının sürekli olduğu KPSS tipi durağanlık testi özelliğine sahiptir.

Test için ele alınan veri yaratma süreci aşağıdaki gibidir;

$$\begin{aligned} y_t &= X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \\ r_t &= r_{t-1} + u_t \end{aligned} \tag{1.98}$$

Burada ε_t durağan hatalar olmak üzere u_t, σ_u^2 varyanslı bağımsız özdeş dağılımlı (i.i.d.) hata sürecidir. Burada y_t 'nin düzeyde durağan bir süreç olduğunu belirtmek için $X_t = [1]$, trend durağan bir süreç olduğunu belirtmek için ise $X_t = [1, t]$ ifadesi kullanılmaktadır. Kırılmayı dikkate almak için seçilen fourier yapısı $Z_t = [\sin(2\pi kt / T), \cos(2\pi kt / T)]'$ şeklindeyken, T örneklem büyüklüğünü, k ise frekans sayısını belirtmektedir. Temel hipotez ($\sigma_u^2 = 0$) altında Denklem (1.98)'de belirtilen süreç durağan olacaktır. Fourier modeli, $\alpha(t)$ kırılmaların bilinmeyen sayı ve yapısının bir fonksiyonu olmak üzere aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n < \frac{T}{2} \quad (1.99)$$

Burada k özel bir frekans sayısı, n ise yakınsama için belirlenebilecek mümkün bütün frekansların sayısını belirtmektedir. $n=1$ 'den başlamak üzere ek frekanslar kullanılarak yaklaşım geliştirilebilecek, $n = T/2$ durumunda $\alpha(t)$ mükemmel uyum sergileyecektir. Tek frekans bileşiminin kullanıldığı fourier yaklaşımı yardımıyla elde edilen model aşağıdaki gibidir;

$$\alpha(t) \cong Z_t' \gamma = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.100)$$

Bu noktada k yaklaşım için belirlenen frekans olmak üzere, $\gamma = [\gamma_1, \gamma_2]'$ frekans bileşeninin genliğini ve yer değiştirmesini ölçmektedir. Test istatistiğini elde etmek için aşağıdaki regresyon modelleri tahmin edilerek kalıntılar elde edilir;

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (1.101)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (1.102)$$

Denklem (1.101) düzeyde durağanlık temel hipotezini, Denklem (1.102) ise trend durağanlık temel hipotezini sınamak amacıyla kullanılmaktadır. Burada kullanılan test istatistikleri sırasıyla Denklem (1.101) için $\tau_\mu(k)$, Denklem (1.102) için ise $\tau_\tau(k)$ olarak belirtilmek üzere aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tau_{\mu}(k) \text{ ya da } \tau_{\tau}(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2} \quad (1.103)$$

Burada $\tilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_j$ ve $\tilde{e}_j$ Denklem (1.101) ve Denklem (1.102)'den elde edilen EKK kalıntılarıdır. Gecikme parametresi l ve w_j ağırlıkları kullanılarak elde edilen $\tilde{\sigma}^2$, uzun dönem varyansının parametrik olmayan tahminini göstermektedir.

$$\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2 \sum w_j \tilde{\gamma}_j \quad (1.104)$$

Denklem (1.101) ve Denklem (1.102)'den elde edilen $\tilde{e}_t$ kalıntılarının j . otokovaryansları $\tilde{\gamma}_j$ ile gösterilmektedir. Burada maksimum frekans değeri 5 olacak şekilde 1'den 5'e kadar tüm frekans değerleri yerine koyulmakta, minimum kalıntı kareler toplamını veren değer uygun frekans değeri olarak belirlenmektedir (Becker ve diğerleri, 2006, s. 309).

Veri üretim sürecinde doğrusal olmayan trend mevcut değilse standart KPSS testi kullanılarak testin gücünü arttırmak olası olacaktır. Bu nedenle öncelikle veri yaratma sürecinde doğrusal olmayan trendin varlığı test edilmelidir. Burada doğrusal olmayan trendin olmadığı temel hipotezi $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$, doğrusal olmayan trendin varlığını gösteren alternatif hipotez karşısında sınanmaktadır. Bu hipotezin testi için standart F test istatistiği kullanılmaktadır. Bir k frekansı için F-test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır;

$$F_i(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k)) / 2}{SSR_1(k) / (T - q)}, \quad i = \mu, \tau \quad (1.105)$$

Denklem (1.105)'de q bağımsız değişken sayısı, $SSR_1(k)$ Denklem (1.101) ve Denklem (1.102) regresyonlarından elde edilen kalıntı kareler toplamı olmak üzere SSR_0 trigonometrik terimler olmadan elde edilen kalıntı kareler toplamını göstermektedir. Burada kullanılan kritik değerler Becker vd. (2006) çalışmasında tablolştırılmıştır.

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

Christopoulos ve León-Ledesma (2010) çalışmasında yapısal kırılmalar ve doğrusal olmayan form göz önünde bulundurarak her iki durum için yapılan düzeltmelerin regresyon denkleminde dahil edildiği fourier birim kök testi geliştirilmiştir.

Test sürecinde yapısal kırılmalar geçici yumuşak değişimlere izin veren fourier fonksiyonu ile doğrusal olmayan düzeltmeler ise üstel dağılım fonksiyonlu yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) modeli aracılığıyla modellenmektedir. Geliştirilen testin arkasındaki temel düşünce trigonometrik fonksiyonlar ile ortalamadaki büyük değişimlerin, yumuşak geçişli fonksiyonlar aracılığıyla ise bu deterministik bileşendeki doğrusal olmayan düzeltmelerin yakalanmasını sağlamaktır (Christopoulos ve León-Ledesma, 2010, s. 1079). Christopoulos ve León-Ledesma'nın geliştirdikleri testte model denkleminde trend bulunmamağayken deterministik bileşen olarak sabit terim ve trigonometrik fonksiyonlar yer almaktadır.

y_t stokastik değişken olmak üzere ele alınan model aşağıdaki gibidir

$$y_t = \delta(t) + v_t \quad (1.106)$$

Burada, $\delta(t)$ zamanla değişen deterministik bileşeni göstermekte ve $v_t \sim N(0, \sigma)$ ile ifade edilmektedir. Bilinmeyen kırılma sayısı ve bilinmeyen formdaki deterministik bileşen $\delta(t)$ için aşağıdaki fourier açılımı kullanılmaktadır:

$$\delta(t) = \delta_0 + \sum_{k=1}^G \delta_1^k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^G \delta_2^k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.107)$$

Denklem (1.107)'de k frekans sayısını, t trendi, T örneklem boyutunu göstermektedir. Burada frekans sayısı G aralığında yer almaktadır. Temel hipotez $\delta_k \neq 0$ 'ın en az bir frekans için reddedilmesi halinde doğrusal olmayan fonksiyon y_t 'nin deterministik bileşenini açıklamakta yeterlidir ve veri üretim sürecinde en az bir yapısal değişiklik bulunmaktadır. Buradaki önemli nokta; uygun modele dahil edilecek uygun frekans sayısının belirlenmesidir. Christopoulos ve León-Ledesma (2010) sorunu ele alırken Ludlow ve Enders (2000)'ı takip ederek tek bir frekans kullanmaktadır. Böylelikle denklem aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$\delta(t) = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.108)$$

Eğer uygun frekans sayısı k bilinseydi Denklem (1.106)'da bilinmeyen yapısal kırılmaların varlığı test edilebilirdi ancak k 'nin gerçek değeri genellikle bilinmemektedir. Uygun frekans belirlemede kullanılan yol k 'nın 1 ile 5 aralığındaki tamsayı değerleri için Denklem (1.108) altında Denklem (1.106)'nın tahmin edilmesidir. Becker vd. (2006)'ya göre kırılmalar spektral yoğunluk fonksiyonunu sıfır frekansına

kaydırdığından dolayı bir kırılma için uygun frekans spektrumun alt ucunda olabilecektir. Böylelikle düşük frekanslar kısa süreli döngüsel hareketlerden ziyade yapısal kırılmaları temsil edeceğinden test sürecinde kullanılacak en uygun frekanslar olmaktadır (Christopoulos ve León-Ledesma, 2010, s. 1080). Bu nedenle k 'nın 1 ve 5 aralığındaki değerleri ile elde edilen tahminler arasından kalıntı kareler toplamını minimum yapan k değeri uygun frekans sayısı olarak belirlenmektedir.

Denklem (1.106)'daki veri üretim süreci kapsamında ele alınan model aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t, \quad (1.109)$$

Birim kök temel hipotezi ise aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir;

$$H_0 : v_t = \mu_t, \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \quad (1.110)$$

Burada h_t sıfır ortalamalı durağan bir süreç olarak bilinmektedir. Christopoulos ve León-Ledesma çalışmasında test istatistiklerinin hesaplanması için üç aşamalı bir prosedür kullanılmakta ve uygulama süreci aşağıdaki gibi özetlenmektedir;

Adım1: İlk adım uygun frekans k 'nın elde edilmesi aşamasıdır. Denklem (1.109)' da 1 ve 5 aralığındaki k değerleri için EKK yöntemi kullanılarak doğrusal olmayan deterministik bileşen tahmin edilmekte ve burada kalıntı kareler toplamını minimum yapan k değeri uygun frekans değeri olarak belirlenmektedir. Sonraki aşamada bu modelin EKK kalıntıları hesaplanmaktadır.

Adım2: İkinci adımda birinci adımda elde edilen EKK kalıntılarına birim kök testi yapılmaktadır. Burada birim kök testi için aşağıdaki üç model ele alınmaktadır:

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.111)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} \left(1 - \exp\left(-\theta \Delta v_{t-1}^2\right)\right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t, i = 1, 2, \dots, L \quad (1.112)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t, \quad (1.113)$$

Burada u_t beyaz gürültülü hata terimi ve $\theta > 0$ 'dır.

Adım3: Eğer birim kök temel hipotezi reddedilirse üçüncü adımda $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezi $H_1 : \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı F testi $F_\mu(\tilde{k})$ aracılığıyla sınanmaktadır. Burada temel hipotezin reddedilmesi değişkenin kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan olduğunu göstermektedir.

Denklem (1.111)'deki model FADF olarak adlandırılan standart bir ADF regresyonudur ve dengeye doğru dönüşün doğrusal olduğunu varsaymaktadır. Denklem (1.112) ve (1.113) düzeltme hızının doğrusal olmadığını varsaymakta ve ESTAR süreci izlemektedir. Denklem (1.112) Kilic ve de Jong (2006) birim kök testine, Denklem (1.113) ise Kapetanios vd. (2003) tarafından geliştirilen birim kök testine karşılık gelmekte ve FKSS olarak adlandırılmaktadır. Çalışmada ele alınan modeller deterministik bileşendeki kırılmaların modelden uzaklaştırılmasıyla orijinal serideki birim kökün varlığını test etmeyi sağlamaktadır. Denklem (1.111)'deki FADF modelinde $H_0 : \alpha_1 = 0$ birim kök temel hipotezi $H_1 : \alpha_1 < 0$ alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Denklem (1.112) ve (1.113)'deki modeller geçici kırılmalara ek olarak doğrusal olmama alternatif hipotezine karşı birim kökün varlığını test etmeye olanak sağlamaktadır. FKSS olarak ifade edilen modelde $H_0 : \lambda_1 = 0$ temel hipotezi $H_1 : \lambda_1 < 0$ alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır (Christopoulos ve León-Ledesma, 2010, ss. 1081–1082). Bu sınamayı gerçekleştirmek için kullanılan test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$F - t_{NL} = \frac{\tilde{\lambda}_1}{s.e.(\lambda)_1} \quad (1.114)$$

Eğer elde edilen test istatistiği kritik değerden küçükse Adım 2 de gerçekleştirilen birim kök testi için temel hipotez reddedilememekte ve serinin birim köklü olduğuna karar verilmektedir. Bu test için kritik değerler Christopoulos ve León-Ledesma (2010) çalışmasında tablolaştırılmıştır.

Adım 3'te ifade edilen F test istatistiği düşük güce sahip olduğu için yalnızca birim kök temel hipotezi reddedildiğinde yani serinin durağan bulunması durumunda kullanılmaktadır. F testi için kritik değerler Becker vd (2006) çalışmasında tablolaştırılmıştır.

3.2.4. Enders ve Lee (2012) Dickey-Fuller Tipi Fourier Birim

Kök Testi

Enders ve Lee (2012a) çalışmalarında kırılmalar için varsayımda bulunmaya gerek duyulmayan Dickey Fuller tipi denklemlere dayanan yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Bu testte $\alpha(t)$ ile gösterilen deterministik terimin zamana bağlı bir fonksiyon olarak ele alındığı Dickey-Fuller tipi yeni regresyon modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (1.115)$$

Burada $\alpha(t)$ zamana bağlı deterministik fonksiyonu göstermekten ε_t , σ_ε^2 varyanslı durağan hata terimidir. Birim kök varlığının araştırılması amacıyla $\rho=1$ temel hipotezi sınanmaktadır. Deterministik terimin yapısının bilinmediği durumda yanlış tanımlama, temel hipotez test sonuçlarının eğilimli olmasına sebep olabilecektir. Bu sebeple Enders ve Lee (2012a) çalışmalarında bilinmeyen yapıdaki $\alpha(t)$ için fourier yaklaşımının uygulanabileceği belirtilmiştir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin(2\pi kt / T) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos(2\pi kt / T); \quad n \leq T / 2 \quad (1.116)$$

Denklem (1.116)'da T gözlem sayısı olmak üzere n frekans sayısı, k ise belirli bir frekanstır. Burada katsayılar sıfır olursa süreç doğrusal olacağından geleneksel birim kök testleri uygulanabilecektir. Fakat çalışmada kırılma ya da doğrusal olmayan trend mevcutsa veri yaratma sürecinde en az bir fourier frekansı bulunması gerektiğini ve aşağıdaki modelin kullanılabileceğini belirtmiştir;

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin(2\pi kt / T) + c_4 \cos(2\pi kt / T); \quad n \leq T / 2 \quad (1.117)$$

Denklem (1.117) için temel hipotezin testinde kullanılacak test istatistiği $\tau_{DF,t}$ ile gösterilmektedir. Burada önemli nokta temel hipotezin kritik değerlerinin yalnız frekans sayısı (k) ve örneklem büyüklüğü (T) etkisindeyken, Fourier terimlerinden ve diğer deterministik terimlerden etkilenmemesidir. Çalışmada kritik değerleri Monte Carlo simülasyonları ile belirlenerek tablolastırılmıştır. Eğer frekans değeri k tahmin edilmek istenirse Enders ve Lee (2012a) bunun için aşağıdaki gibi iki adımlı süreci bir sürecin izlenebileceğini ifade etmişlerdir;

Adım 1: Öncelikle Denklem (1.117)'de belirtilen model aralığındaki tüm k tamsayı değerleri için EKK yöntemi ile tahmin edilmekte, burada kalıntı kareler toplamını minimum yapan k değeri seçilmektedir.

Adım2: Bu aşamada doğrusal olmayan formun varlığı klasik F testi ile araştırılmaktadır. Buradaki temel hipotez $c_3 = c_4 = 0$ olarak ifade edilmektedir. Belirtilen F istatistiğinin dağılımı veri üretim sürecine birim kök temel hipotezi uygulandığında standart değildir. Burada elde edilen F-istatistiği kritik değerden küçük bulunursa doğrusallığı ifade eden temel hipotez reddedilemez. Böyle bir durumda Enders ve Lee (2012a) standart Dickey fuller testi yapılmasını önermişken aksi halin gerçekleşmesi durumunda birim kök temel hipotezini sınamak için ilk aşamada belirlenecek model aracılığıyla Fourier DF istatistiği elde edilmektedir.

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

Enders ve Lee (2012b), Gallant (1981) tarafından önerilen esnek Fourier formuna dayanan yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Enders ve Lee (2012b) çalışmasında yumuşak geçişli kırılma yapısına sahip serinin fourier fonksiyon düşük frekanslı bileşenleri kullanılarak tahmin edilebileceğini ifade etmiştir. Böylelikle kırılmaların yapısını modellenmeye ihtiyaç duymadan birim kök süreci test edilebilmektedir. Enders ve Lee (2012b), fourier yaklaşımı kullanarak geliştirdikleri testin LSTAR veya ESTAR kırılmaların yanı sıra keskin kırılmaların varlığında da güç ve boyut özelliklerinin yüksek olduğunu ifade etmektedir.

Enders ve Lee (2012b) zamanın bir fonksiyonu olan $d(t)$ ile belirtilen deterministik terime izin veren modelin DF tipi denklem olarak ele alınış şeklini aşağıdaki gibi göstermektedir;

$$y_t = d(t) + \rho y_{t-1} + \gamma \cdot t + \varepsilon_t \quad (1.118)$$

Denklem (1.118)'de $d(t)$ t ile ifade edilen zamanın deterministik fonksiyonu, ε_t ise varyansla durağan hata terimidir. Bu aşamada $\rho = 1$ birim kök temel hipotezinin test edilebilmesi $d(t)$ 'nin fonksiyonel yapısının bilinmesi halinde mümkün olacaktır. Fakat $d(t)$ 'nin fonksiyonel yapısı bilinmiyorsa modelleme hatası oluşacağından için Enders ve Lee (2012b) $d(t)$ 'yi tahmin etmek amacıyla fourier yaklaşımı önermişlerdir.

$$d(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin(2\pi kt / T) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos(2\pi kt / T); \quad n \leq T / 2 \quad (1.119)$$

Denklem (1.119)'da n frekans sayısı, T gözlem sayısı ve k belirli bir frekansı belirtmektedir. Geliştirilen bu yeni test için tek frekans içeren veri yaratma süreci aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$y_t = \alpha_0 + \gamma \cdot t + \alpha_k \sin(2\pi kt / T) + \beta_k \cos(2\pi kt / T) + e_t; \quad k \leq T / 2 \quad (1.120)$$

$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.121)$$

Bu bağlamda birim kökü ifade eden $\rho = 1$ temel hipotezine karşılık alternatif hipotez $\rho < 1$ sınaması gerçekleştirilmektedir. LM metodolojisine dayandırılan test için öncelikle aşağıdaki ilk farklar modeli elde edilmektedir;

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \sin(2\pi kt / T) + \delta_2 \Delta \cos(2\pi kt / T) + u_t \quad (1.122)$$

Daha sonra $\tilde{\delta}_0, \tilde{\delta}_1$ ve $\tilde{\delta}_2$ tahmin katsayıları aracılığıyla seri trendden arındırılmaktadır.

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

Böylece $y_1, \dots, y_t$ serisinin ilk gözlemi iken $\tilde{\psi} = y_1 - \tilde{\delta}_0 - \tilde{\delta}_1 \sin(2\pi kt / T) - \tilde{\delta}_2 \cos(2\pi kt / T)$ olarak ifade edilmektedir. Son aşamada trendden arındırılmış seri kullanılarak oluşturulan Denklem (1.123)'deki model sınanmaktadır.

$$\Delta y_t = \phi \tilde{S}_{t-1} + d_0 + d_1 \Delta \sin(2\pi kt / T) + d_2 \Delta \cos(2\pi kt / T) + \varepsilon_t \quad (1.123)$$

Eğer seri durağan değilse $\phi = 0$ olacak ve LM test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilecektir.

$$\tau_{LM} = \hat{\phi} / se(\hat{\phi})$$

$$\tau_{LM} = \phi = 0 \text{ temel hipotezi için t-istatistiği.}$$

Testin gerçekleştirilmesi için ihtiyaç duyulan kritik değerler Enders ve Lee (2012b) çalışmasında tablolandırılmıştır.

3.2.6. Furuoka (2017) Fourier Birim Kök Testi

Furuoka (2017) çalışmasında işsizlik histerisi üzerine yapılan çalışmalardaki tutarsızlığa dikkat çekerek bu tutarsızlığın sebebini ekonometrik yöntemlerdeki farklılıklardan meydana geldiğini ifade etmiştir. Bu amaçla çalışmasında serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan ADF tipi ADF-SB ve hem yapısal kırılmaları hem de doğrusal olmayan formu dikkate alan FADF-SB adını verdiği yeni birim kök testleri önermiştir. FADF-SB testine doğrusal olmayan yapıyı dikkate alan fourier fonksiyonu ilave edilmekte böylece bu test ADF-SB testinin bir uzantısı olarak ele alınabilmektedir. Yine testte yapısal değişimleri içsel olarak belirlemek için Zivot ve Andrews (1992) testindeki gibi zaman kuklaları kullanılmaktadır. Daha spesifik olmak gerekirse yapısal bir kırılma mevcutken doğrusal olmama durumu belirlenememişse ADF-SB testi, hem doğrusal dışılık hem de yapısal kırılma tespit edilirse analiz için FADF-SB testi kullanılmalıdır (Furuoka, 2017, s. 1257). Test için temel hipotez aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.124)$$

Burada y_t ilgilenilen değişken, μ deterministik terim ve ε_t hata terimini göstermektedir. Çalışmada alternatif hipotezler için oluşturulan modeller aşağıdaki şekildedir;

$$y_t = \mu + \beta t + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \varepsilon_t \quad (1.125)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \varepsilon_t \quad (1.126)$$

Burada Denklem (1.125) ADF-SB testi için alternatif hipotezini, Denklem (1.126) ise FADF-SB testi için alternatif hipotezi göstermektedir. Furuoka (2017) bu modeller için birim kök testlerini aşağıdaki gibi modellemiştir;

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.127)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.128)$$

ADF-SB modeline trigonometrik terimler eklenerek FADF-SB modeli elde edilmektedir. Burada k fourier yaklaşımı için frekans sayısı, t deterministik trend,

$\pi = 3.14$, T gözlem sayısıdır. β trend eğim parametresini, δ yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresini ve θ zamanda meydana gelen yapısal kırılma kukla değişkeninin eğim parametresini ifade etmektedir. Burada T_B yapısal kırılmanın meydana geldiği kırılma noktasını belirtmekten kukla değişkenlere ait tanımlamalar aşağıdaki gibidir:

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

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

Uygun frekans sayısını belirten k Enders ve Lee(2012) çalışmasında olduğu gibi modelden minimum kalıntı kareler toplamının elde edildiği k değeri olarak belirlenmektedir. Burada ADF-SB prosedürüne göre kırılma noktası modelde içsel olarak belirlenmektedir. Kırılma tarihinin belirlenmesi ADF-SB modelinde optimal kırılma konumu(λ)' ya bağlı iken ADF-SB nin bir uzantısı olan FADF-SB modelinde hem kırılma konumu (λ) hem de frekansa (k) bağlıdır.

ADF-SB testinde uygun kırılma konumunun içsel olarak belirlenmesi aşağıdaki gibi gösterilmektedir;

$$\tau_{ADF-SB}(\tilde{\lambda}) = \inf_k \tau_{ADF-SB}(\lambda) \quad (1.129)$$

FADF-SB testiden ise uygun kırılma konumu ve uygun frekans aşağıdaki gibi gösterilmektedir;

$$\tau_{FADF-SB}(\tilde{\lambda}, \tilde{k}) = \inf_{\lambda, k} \tau_{FADF-SB}(\lambda, k) \quad (1.130)$$

Burada en iyi tahmin yöntemini belirlemek için F testi kullanılmaktadır. Eğer F testine göre trigonometrik terimler anlamlı ise doğrusal olmayan formu dikkate alan FADF-SB testi, aksi durumda ADF-SB testi ve klasik birim kök testleri kullanılabilir. Furuoka (2017) test istatistikleri için kritik değerleri çalışmasında belirtmiştir.

3.2.7. Güriş (2017) Fourier Birim Kök Testi

Serilerin durağanlığının incelendiği birim kök testleri doğrusal olmama ve yapısal kırılmanın dikkate alınmaması durumunda serileri birim köklü bulma eğiliminde olacaktır. Burada birden fazla yumuşak geçici kırılmayı ve doğrusal dışılığı hesaba

katmak birim kök temel hipotezinin aşırı kabul edilmesi problemini ortadan kaldırmaktadır (Güriş, 2017, s. 1). Güriş(2017) çalışmasında bu durumu göz önünde bulundurarak yapısal kırılmaları fourier fonksiyonu ile doğrusal olmayan düzeltmeleri ise ESTAR modeli aracılığıyla tahmin sürecine dahil eden birim kök testini geliştirmiştir.

Kapetanios vd. (2003) ve Kruse (2011)'in birim kök temel hipotezine karşı doğrusal olmayan durağanlık alternatif hipotezini testi için sundukları ESTAR modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \left(1 - \exp \left\{ -\theta (y_{t-1} - c)^2 \right\} \right) \quad (1.131)$$

Kapetanios vd.(2003)'ün tersine, Kruse (2011) çalışmasında sıfır olmayan konum parametresi ihtimalinin gerçek dünya örneklerinde gerçekleşmesinin muhtemel olduğunu belirtmiştir (Anoruo ve Murthy, 2014). Kapetanios (2003) konum parametresi için $c = 0$ kısıtında bulunmaktayken Kruse (2011) c 'nin tahminin öneminden bahsetmekte ve çalışmasında $c = 0$ kısıtını ortadan kaldırmaktadır. Kruse çalışmasında $\theta = 0$ etrafında $G(y_{t-1}; \theta, c) = 1 - \exp \left\{ -\theta (y_{t-1} - c)^2 \right\}$ için birinci dereceden Taylor açılımı kullanılarak elde edilen test denklemi aşağıdaki şekildedir;

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^2 + \delta_3 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.132)$$

Burada test gücünü arttırmak için $\delta_3 = 0$ kısıtı uygulanmaktadır

$$\Delta y_t = \delta_1 y_{t-1}^3 + \delta_2 y_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.133)$$

Çalışmada birim kök temel hipotezine karşı durağan ESTAR süreci alternatif hipotezini sınamak için kullanılan test istatistiği ise aşağıdaki ifade edilmektedir

$$\tau = t_{\delta_2=0}^2 + 1 \left(\hat{\delta}_1 < 0 \right) t_{\delta_1=0}^2 \quad (1.134)$$

Hu ve Chan (2016) ise çalışmalarında birim köke karşı lokal patlayan(explosive) ya da lokal birim kök fakat küresel durağan ESTAR süreci ile ilgilenmektedir. Kapetanios vd.(2003)'te gösterildiği gibi eğer $|1 + \alpha + \gamma| < 1$ ise süreç küresel durağandır. Burada süreç $\alpha > 0$ ise lokal patlayan (explosive), $\alpha = 0$ ise lokal birim köklüdür. Hu ve Chan (2016) sürecin $\gamma < 0$ ile küresel durağan olduğunu ifade etmektedir. Dolayısıyla Denklem (1.132)'da δ_3 sıfırdan küçükken δ_1 ve δ_2 lokasyon parametresi c 'ye bağlı

taylor açılımı ile negatif veya pozitif değerler alabilmektedir (Güriş, 2017, s. 4). Hu ve Chan (2016) $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ temel hipotezine karşı $H_1 : \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 < 0$ alternatif hipotezini sınadığı test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$\tau = \tau_I^2 + 1_{\tau_3 < 0} \tau_3^2 \quad (1.135)$$

Burada τ_3^2 ; $\delta_3 = 0$ hipotezi için t istatistiğinin karesini, τ_I^2 ise $(\delta_1 \delta_2) = (00)$ hipotezi için t istatistiğinin karesini ifade etmektedir.

Güriş (2017) Hu ve Chan (2016) ‘da önerilen doğrusal olmayan birim kök testini kullanarak ESTAR tipi doğrusal olmayanlığa izin vermekte ve yapısal kırılmaları modellemek için fourier fonksiyonunu kullanmaktadır. Çalışmada Christopoulos ve León-Ledesma (2010) tarafından önerilen yöntem genişletilmiştir. Test prosedürü aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

Adım1: ilk aşamada doğrusal olmayan deterministik bileşen belirtilmektedir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (1.136)$$

t trend terimi, T örnek boyutu göstermekte ve $\pi = 3.1416$ ’dır. Burada k^* uygun frekanstır ve EKK yöntemi ile 1 ile 5 arasındaki k değerleri arasından en küçük kalıntı kareler toplamını veren değer olarak belirlenmektedir. Daha sonra modelden hata terimleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$v_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (1.137)$$

Adım2: İlk aşamada elde edilen hata terimleri kullanılarak test istatistikleri hesaplanmaktadır.

$$\Delta v_t = \delta_1 v_{t-1}^3 + \delta_2 v_{t-1}^2 + \delta_3 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.138)$$

Burada elde edilen test istatistikleri $(\tau = \tau_I^2 + 1_{\tau_3 < 0} \tau_3^2)$ Hu ve Chan(2016) ‘da önerildiği gibi hesaplanmaktadır.

Adım3: Bu adımda birim kök temel hipotezi reddedilirse, doğrusallık temel hipotezi $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0$, doğrusal olmama alternatif hipotezine $H_1 : \alpha_1$ ve/veya $\alpha_2 \neq 0$

karşı F testi $F(\tilde{k})$ kullanılarak test edilmektedir. Burada temel hipotezin reddedilmesi durumunda değişkenin kırılmalı bir deterministik fonksiyon etrafında durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu test için gerekli kritik değerler Becker, Enders ve Lee (2006)'da tablolştırılmıştır.

Güriş (2017) çalışmasında geliştirilen test için ikinci adımda gerçekleştirilecek birim kök sınaması için kritik değerler hesaplanarak tablolştırılmıştır.

3.3. Fourier Eşbütünleşme Testleri

3.3.1. Tsong, Lee, Tsai ve Hu (2016) Fourier Eşbütünleşme Testi

Tsong vd. (2016) fourier bileşeni kullandıkları çalışmaları deterministik trendde bilinmeyen formda yapısal kırılmalara izin veren yeni bir eşbütünleşme testi geliştirmiştir. Burada temel hipotez diğer eşbütünleşme testlerinin tersine eşbütünleşmenin varlığını ifade etmektedir. Bu açıdan FKPSS birim kök testi olarak bilinen Becker vd. (2006) çalışmasının eşbütünleşme ilişkisini dikkate alacak şekilde geliştirilmiş hali olarak görülebilecektir. Çalışma, kırılma noktalarının tahmin etmenin yerine bilinmeyen form ve sayıdaki olası yapısal kırılmaları modele ilave etmek için fourier yaklaşımını kullanarak eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Tsong vd. (2016) elde edilen simülasyon sonuçlarının fourier yaklaşımı kullanılmasıyla çeşitli yapısal kırılma türleri bağlamında güçlü boyut performansı ortaya koyduğunu ifade etmektedir.

Eşbütünleşme testi için dikkate alınan model aşağıdaki gibidir:

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.139)$$

Burada $\eta_t = \gamma_t + \nu_{1t}$, $\gamma_0 = 0$ ile $\gamma_t = \gamma_{t-1} + u_{1t}$ ve $x_t = x_{t-1} + \nu_{2t}$ 'dir. Hata terimi u_t 0 ortalama σ_u^2 varyansla bağımsız ve benzer dağılmaktayken γ_t sıfır ortalama ile rassal yürüyüş süreci sergilemektedir. Skaler ν_{1t} ile p boyutlu vektör ν_{2t} durağan ve dolayısıyla y_t ve x_t birinci farkta durağan süreçlerdir. Denklemden deterministik terim d_t aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (1.140)$$

Burada d_t indis değerlerine göre sabit terim veya hem sabit terim hem de trend olmak üzere iki farklı değer almaktadır.

Burada f_t Fourier fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (1.141)$$

Denklem (1.139)'da modelin sağ tarafından x_t değişkeninin elimine edilmesi durumunda veri yaratma süreci FKSS testine benzemekten $\alpha_k = \beta_k = 0$ olması durumunda model Shin (1994) eşbütünleşme testi halini almaktadır. Eşitliğin sağ tarafında hem x_t 'nin olmaması hem de $\alpha_k = \beta_k = 0$ olması durumunda KPSS testindeki veri yaratma süreci elde edilmektedir (Yılancı, 2017, s. 59).

Eşbütünleşme ilişkisi kapsamında eğer $\sigma_u^2 = 0$ ise $\eta_t = \nu_{1t}$ durağan bir süreci ifade edecektir. Böylece y_t ve x_t 'nin eşbütünleşik olduğu sonucuna varılmaktadır. Burada yapısal kırılmalar ile eşbütünleşme temel hipotezine karşı eşbütünleşme olmadığını ifade eden alternatif hipotez aşağıdaki şekilde oluşturulmaktadır.

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0; H_1 : \sigma_u^2 > 0 \quad (1.142)$$

Eşbütünleşme sınavasını gerçekleştirmek için temel hipotez altında (1.139)-(1.141) denklemleri gösterilen model aşağıdaki gibi tekrar elde edilmektedir.

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + \nu_{1t} \quad (1.143)$$

Yapısal kırılmalar ile eşbütünleşme temel hipotezinin testi için KPSS tipi eşbütünleşme test istatistiği FSHIN aşağıdaki gibidir;

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (1.144)$$

Burada $S_t = \sum_{t=1}^T \nu_{1t}$ Denklem (1.143)' den elde edilen en küçük kareler

kalıntılarının kısmi toplamını ve $\hat{\omega}_1^2, \nu_{1t}$ 'nin uzun dönem varyansının tutarlı tahminicisini göstermektedir. Tsong vd (2016) çalışmasında uygun frekans değeri olarak $k=1$ seçilmesinin çeşitli kırılmaları yakalamada yeterli olsa dahi araştırmacının verilerden tahmin edilen optimal frekans değeri kullanabileceğini belirtmiştir. Optimal frekans değerini belirlemek için Becker vd. (2006) tarafından önerilen süreci takip etmişlerdir. Burada maksimum frekans değeri 3 olmak üzere (kmax=3) Denklem (1.143)' de frekans değerleri k yerine konarak minimum kalıntı kareler toplamını veren frekans değerini

optimal frekans değeri k^* olarak belirlenmektedir. Çalışmada CI_f^m testi için fourier frekans değerleri $k=1,2,3$ için Monte Carlo simülasyonları ile hesaplanarak tablolaştırılmıştır (Tsong ve diğerleri, 2016, ss. 1090–1091). Burada hesaplanan CI_f^m test istatistiği kritik değerden küçükse yapısal kırılmalarla eşbütünleşme temel hipotezi reddedilememektedir, değişkenler arasında yapısal kırılmalar ile eşbütünleşik ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tsong vd. (2016) çalışmasında ilgilenilen bir diğer konu; Fourier bileşeninin eşbütünleşme testi prosedürüne dahil edilip edilmeyeceğidir. Bunu amaçla Fourier bileşeninin olmadığı temel hipotezini doğrusal olmayan trend veya yapısal değişiklik alternatif hipotezine karşı sınamak için Becker vd. (2006) çalışmasında olduğu gibi bir F testi kullanılarak sınanmaktadır:

$$F^m(k^*) = \max_{k \in \{1,2,3\}} F^m(k)$$

$$F^m(k) = \frac{(SSE_0^m - SSE_1^m(k)) / 2}{\frac{SSE_1^m(k)}{(T - q)}} \quad (1.145)$$

Burada SSE_0^m ve $SSE_1^m(k)$ sırasıyla temel ve alternatif hipotezler altında elde edilen kalıntı kareler toplamını ifade etmekteyken, q alternatif hipotez altında parametre sayısını göstermektedir. Burada hesaplanan test istatistiği tablo kritik değerinden büyükse temel hipotez reddedilerek fourier bileşeninin modelde yer alacağı sonucuna varılmaktadır.

3.3.2. Banerjee, Arcabic ve Lee (2017) Fourier Eşbütünleşme Testi

Banerjee vd. (2017) çalışmasında doğrusal olmayan kırılmaların varlığında model denkleminde fourier fonksiyonunu ilave ettikleri otoregresif dağıtılmış gecikmeli (ADL) yeni bir eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir. Kırılmaların sayısı, zamanı ve formu hakkında önsel bir varsayım gerektirmeyen bu testte Fourier fonksiyonunun kullanılması yumuşak geçişli yapısal kırılmaların varlığında kukla değişken kullanımından kaynaklanabilecek güç kaybının önüne geçilmektedir. Eğer serinin sahip olduğu olası yapısal kırılmalar göz ardı edilirse doğru olan temel hipotez reddedilmesine sebep olabilecek bu da araştırmacıyı serilerin eşbütünleşik olmamasına rağmen eşbütünleşme

hipotezinin kabulüne götürebilecektir. Enders ve Lee (2012) test prosedürünün genişletilmiş bir hali olarak ifade ettikleri bu testte tek denklemlili ADL modelinde bilinmeyen çoklu kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisi incelenmektedir.

Banerjee vd. (2017) çalışmasında Fourier eşbütünleşme testi için dikkate alınan model aşağıdaki gibi gösterilmektedir;

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \phi' \Delta y_{2t} + \epsilon_t \quad (1.146)$$

Denklem (1.146)'da gösterilen modelde γ , ϕ ve y_{2t} ($n \times 1$) boyutlu parametre vektörlerini ve açıklayıcı değişkenleri, y_t bağımlı değişkeni ve δ_1 bir skaleri ifade etmektedir. Daha genel halde, hata terimindeki olası otokorelasyonu kontrol etmek için değişkenlerin gecikmeleri modele dahil edilebilmektedir. Deterministik terimi ifade eden $d(t)$ Denklem (1.147)'deki gibi ifade edilmektedir

$$d(t) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad q \leq T/2 \quad (1.147)$$

Burada deterministik terim $d(t)$ doğrusal olmayan kırılmaların bilinmeyen formlarına izin veren bir fourier fonksiyonunu içermektedir. Denklem (1.147)'de γ_0 sabit ve doğrusal trend içeren deterministik terim, k belirli bir frekans, q tahminde yer alan frekans sayısı ve T gözlem sayısı olarak belirlenmektedir. $\gamma_{1,k} = \gamma_{2,k} = 0$ durumunda; yani doğrusal olmayan bir trend söz konusu değilken tüm k 'lar için; Denklem (1.147)'de ifade edilen deterministik terim γ_0 'a eşit olmaktadır. Burada uygun frekansın seçilmesi ile kırılmaları ele almak için modele kukla değişkenler ilave etmenin neden olduğu olası aşırı uyum sorunu çözülebilmektedir (Banerjee ve diğerleri, 2017, s. 116).

Modelde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı temel hipotezi eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade eden alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır.

$$\begin{aligned} H_0 : \delta_1 &= 0 \\ H_1 : \delta_1 &< 0 \end{aligned} \quad (1.148)$$

Banerjee vd. (2017) hipotez testini gerçekleştirmek için t testi kullanmakta ve test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$t_{ADL}^F = \frac{\hat{\delta}_1}{se(\hat{\delta}_1)} \quad (1.149)$$

Burada elde edilen test istatistiđi; Banerjee vd. (2017) alıřmasında Monte Carlo simlasyonları ile elde edilen kritik deđerler ile karřılařtırılmaktadır. Eđer test istatistiđi kritik deđerlerden bykse (mutlak deđer olarak) temel hipotez reddedilmekte ve deđerkenler arasında eřbtnleřik iliřki olduđu ifade edilmektedir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

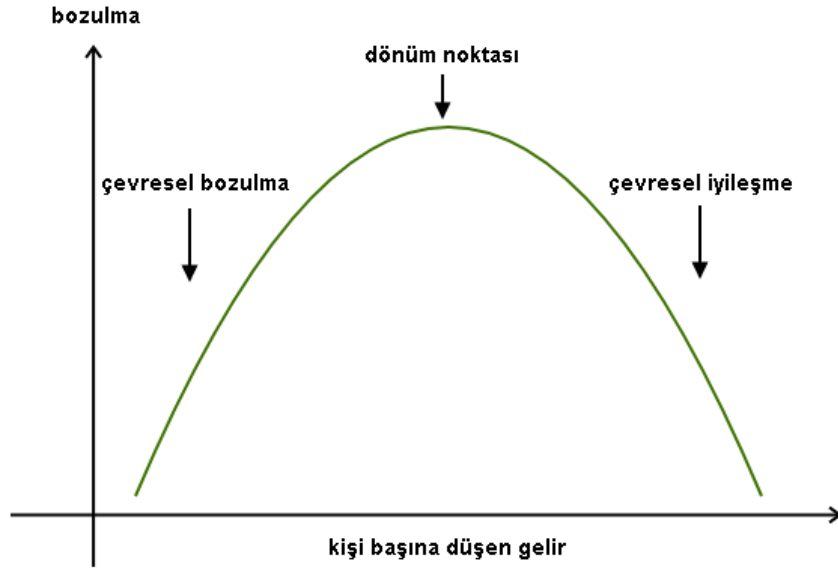
TÜRKİYE’DE ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİNİN FOURIER BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ İLE SINANMASI

4.1. Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi

Simon Kuznets (1955); gelir dağılımı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında ekonomik büyümenin başlangıç evresinde gelir dağılımı eşitsizliğini arttırdığını ancak ekonomik büyümedeki bu artışla beraber belirli bir dönüm noktasından itibaren eşitsizliğin azaldığını ifade etmektedir. Kuznets Eğrisi hipotezi olarak bilinen bu ilişki, gelir dağılımı ile ekonomik büyüme arasında ters U formunda bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Küresel ısınma gibi sorunların literatürde tartışılmaya başlamasıyla üretim artışı ve üretimin ana girdilerini oluşturan doğal kaynak kullanım miktarlarındaki küresel düzeyde artışın çevreye verdiği tahribat önem kazanmış, gelir ve çevre arasındaki ilişki geniş kapsamda uygulama alanı bularak çeşitli çalışmalar ile incelenmeye başlamıştır. Grossman ve Kruger (1991), Simon Kuznets’in öncü çalışmasını geliştirerek kişi başına düşen gelir düzeyi ile çevresel kirlilik arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kişi başına düşen gelir düzeyi ile çevresel kirlilik arasındaki bu ilişki ilk olarak Panayotou (1993) çalışmasında Çevresel Kuznets Eğrisi (ÇKE) Hipotezi olarak ifade edilmektedir.

Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin altında yatan düşünce ekonomik faaliyetler ile çevre arasındaki ilişkinin belirli dinamiklerden meydana geldiğini ifade etmektedir. Bu ilişki görsel olarak temsil edilmek istendiğinde, kirlilik düzeyi ile gelirin bir eğri boyunca ortaya çıkardığı ters U formundan bahsedilir. Buna göre bir ekonomideki gelir artışıyla beraber çevresel kirlilik artmakta, ancak gelir bir dönüm noktasına ulaştıktan sonra çevresel kirlilik azalışa geçmektedir. Buna karşın beklenen durumun kısa dönemde gözlenmesi mümkün olmamaktadır. Bunun nedeni ise ÇKE hipotezinin çeşitli aşamalardan oluşan uzun dönemli bir olgu olmasından kaynaklanmaktadır (Dinda, 2004: 434). Yandle vd.(2002) çalışmasında Çevresel Kuznets Eğrisi’ni aşağıdaki grafik ile ifade etmektedir:

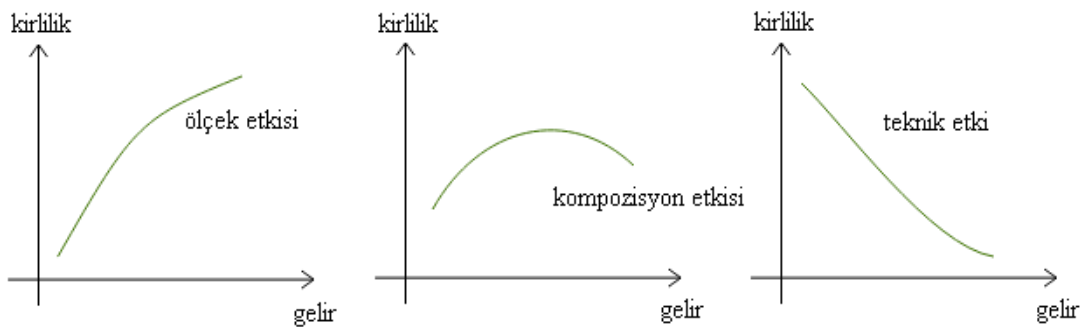
Şekil 4.1: Çevresel Kuznets Eğrisi



Kaynak: Yandle, B., Bhattarai, M., Vijayaraghavan, M.: “The Environmental Kuznets Curve.”, 2002, A Primer, PERC Research Study, 02(01), s.1–38.

Çevresel bozulmanın ne ölçüde gerçekleştiğini belirleyen unsurlar ekonomik yapıda gerçekleşen etkilerle ilişkili olmaktadır. Buna kapsamda ÇKE hipotezini oluşturan aşamalar ölçek etkisi, kompozisyon (bileşim) etkisi ve teknik etki unsurları ile açıklanmaktadır (Antweiler, Copeland ve Taylor, 2001; Grossman ve Krueger, 1991; Panayotou, 1993).

Şekil 4. 2 : Ölçek Etkisi, Kompozisyon Etkisi ve Teknik Etki



Kaynak: Panayotou, T.: “Economic Growth and the Environment.”, 2000, CID Working Paper Series, 56, s.1–114.

Ölçek etkisi, ekonomik büyümenin ilk evrelerinde ortaya çıkmakta ve kaynak kullanımındaki artışın doğal bir sonucu olarak karşılaşılan emisyon miktarı ile ilişkili olmaktadır. Buna göre bu bağlamda Ekonomik büyüme, çıktı miktarındaki artış ile

eşdeğer olarak ele alınabilmektedir. Çıktı artışı daha fazla atık ve dolayısıyla daha fazla emisyon anlamına geleceğinden, emisyon miktarında artışa neden olan ekonomik büyüme çevre kalitesi için olumsuz bir etki sergileyerek çevresel kaliteyi bozmaktadır (Dinda, 2004; Tsurumi ve Managi, 2010). Grossman ve Kruger (1991) bu noktada üretim faaliyetlerinin niteliği değişmeden/değişmeksizin ticaretin serbestleşmesi ve sermaye hareketleri ile gelişen ekonominin çevresel kirliliği arttırdığını ifade etmektedir.

Kompozisyon etkisi süreklilik arz eden büyüme sürecinin etkisiyle ekonominin yapısal bir dönüşüm geçirdiğini ifade etmektedir. Gelirdeki artışların çevresel bozulma üzerindeki etkisi ekonomik büyüme sonucunda değişime uğrayan çıktı bileşiminin etkilerini yansıtmaktadır (Panayotou, 1997, s. 470). Çevresel bozulmadaki artışın belirleyici etkisi bu yapısal değişimin niteliği olmaktadır. Sanayileşmenin başlangıç dönemlerinde insanlar temiz hava ve su kaynaklarından ziyade gelirleri ile ilgilenmekteyken, gelir arttıkça değişen denge sektörde öncü endüstrileri daha temiz üretime yöneltmekte ve insanların çevreye verdiği değer de artmasını sağlamaktadır (Dasgupta, Laplante, Wang ve Wheeler, 2002, s. 147). Kirlilik üreten üretim süreçlerinin yerini çevreye duyarlı yöntemlerin ve pozitif etki yaratan sektörlerin alması kompozisyon etkisini göstermektedir (Antweiler ve diğerleri, 2001; Nasir ve Ur Rehman, 2011). Dolayısıyla refah artışıyla beraber daha yüksek düzeyde çevresel kalite talebi ortaya çıkmakta ve çevresel düzenlemelerin etkinliği de artmaktadır.

Son olarak teknik etki ekonomik büyümenin çevre kalitesi üzerinde pozitif etkisi olduğunu ifade etmektedir. Çevresel düzenlemelere yönelik talebin artması nedeniyle üretim tekniği de artan gelir düzeyine paralel olarak değişime uğramaktadır (Cole, 2003, s. 562). Bu noktada beklenti teknolojik gelişme neticesinde eski tekniklerin yerini yeni ve çevreye duyarlı tekniklerin alması ile çevresel kalitenin iyileştirilmesine imkan sağlanmasıdır. Yüksek gelirli ülkelerin araştırma ve geliştirme faaliyetleri kapsamında daha fazla harcama yapma eğiliminde olacakları göz önünde bulundurulursa üretim süreçlerinde eski teknolojilerin yerine gelişmiş teknolojilerin kullanılması ve bağlayıcı politikalar çevre kalitesini artıracaktır (Sarkodie ve Strezov, 2019, s. 131).

Büyüme ve kirlilik ilişkisi son yıllarda hem ampirik hem de teorik olarak yapılan çalışmalarla kapsamlı bir bakış açısıyla ele alınmıştır. Grossman ve Krueger (1991, 1995), Shafik ve Bandopadhyay (1992), Selden ve Song (1994), Dinda (2004) tarafından bu ilişkinin tespiti için ele alınan Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi aşağıdaki model yapısını üzerinden açıklanmaktadır.

$$Y_u = \alpha_i + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 X_{it}^3 + \beta_k Z_{kit} + \varepsilon_{it}$$

Burada i ülke, t zaman indisini göstermekte iken, Y çevresel bozulmanın göstergesi olarak ele alınan değişken, X kişi başına düşen gelir, X^2 kişi başına düşen gelirin karesi, X^3 kişi başına düşen gelirin küpü ve Z ise çevresel bozulmaya etki eden diğer değişkenlerdir. Bu model β katsayılarının işaretlerine göre çevre ve gelir arasındaki ilişkilerin gerçekleşme biçimlerini tespit etmeye olanak sağlamaktadır (Dinda, 2004, ss. 440–441). Buna göre ampirik uygulamalarda katsayı işaretlerine göre elde edilmesi beklenen ilişkiler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

- $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ ise, kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik arasında ilişki yoktur.
- $\beta_1 > 0$ ve $\beta_2 = \beta_3 = 0$ ise, kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik arasında doğrusal veya monoton artan bir ilişki vardır.
- $\beta_1 < 0$ ve $\beta_2 = \beta_3 = 0$ ise, kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik arasında monoton azalan bir ilişki vardır.
- $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ ve $\beta_3 = 0$ ise, kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik arasında ters U formunda bir ilişki vardır.
- $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ ve $\beta_3 = 0$ ise, kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik arasında U formunda bir ilişki vardır.
- $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ ve $\beta_3 > 0$ ise, kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik arasında kübik ya da N formunda bir ilişki vardır.
- $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ ve $\beta_3 < 0$ ise, kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik arasında ters N formunda bir ilişki vardır.

Elde edilen bu katsayılar aracılığıyla, gelirin dönüm noktasına ulaştığı tahmini değer belirlenmektedir. Ters U formundaki ilişki kuadratik spesifikasyon ile N formundaki ilişki ise kübik spesifikasyon aracılığıyla belirlenmektedir. Bu noktada ters U formundaki ilişkinin dönüm noktasına $x^* = -\beta_1 / 2\beta_2$ formülünün hesaplanması ile

ulaşılmaktadır. Küplü değişkenin katsayısının sıfıra eşit olmadığı durumda ise iki dönüm noktası söz konusu olmakta, bu dönüm noktaları aşağıdaki formüller aracılığıyla hesaplanmaktadır.

$$x_1^* = \frac{-\beta_2 - \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3} \quad x_2^* = \frac{-\beta_2 + \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3}$$

Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerliliğinin sınanmasında çevre ile ilişkisi olduğu düşünülen faktörler geniş bir uygulama alanı bulmaktadır. Burada önem arz eden faktörlerden bir diğeri olan enerji tüketiminin kirlilik üzerindeki etkisi enerji kaynaklarındaki yönelim ve hedeflenen politikalar çerçevesinde şekillenmektedir. Kirletici etkinin önemini belirleyen unsur ise artan enerji talebini karşılamak için kullanılan enerji türlerinden kaynaklanmaktadır. Üretim süreçlerinde gerek duyulan enerjinin ağırlıklı olarak kömür, petrol ve türevleri gibi fosil yakıt kullanımı ile karşılanması CO₂ emisyonunu arttırmaktadır (Apergis ve Payne, 2009; Khan vd., 2016; Saboori ve Sulaiman, 2013). Ele alınan modellerde kirliliği arttırıcı etkisi olduğu bilinen fosil yakıt kullanımı kaynaklı enerji tüketiminin yanı sıra, çevre bilincinin sağlanması ile kullanımı artan yenilenebilir enerji tüketiminin etkisi de analiz edilmektedir (Sinha ve Shahbaz, 2018; Sugiawan ve Managi, 2016).

Literatürde çevre ekonomisinin nüfus dinamikleri bağlamında ele alındığı çalışmalar da uygulama alanı bulmaktadır. Nüfus dinamiklerinde meydana gelen değişim ile özellikle 20.yy ‘dan itibaren artan sanayileşme hareketleri, kent olanakları ve işgücü hareketliliği gibi faktörlerin de etkisiyle nüfusun kentlerde yoğunlaşması doğrultusunda baskı oluşturmaktadır. Burada şehirlerin hızla kentleşme; hızlı nüfus artışı oranlarının sınırlı tarım arazileri üzerinde baskı oluşturarak topraksız emeği şehirlere itmesi ve göçmenleri şehirlere çeken ekonomik güçlerle açıklanabilmektedir (Williamson, 1988, s. 426). Kentleşme süreci, üretimdeki kaymanın ve kırsal alanlardan kentlere göç eden nüfusun davranış kalıplarındaki değişikliklerin bir sonucu olarak kirletici emisyon düzeylerini değiştirmekte ve çevreyi etkilemektedir (Li ve Ma, 2014, s. 5144). Ülkelerin sanayileşme hızının da artması ile kırdan kente göç hızlanmakta ve çevresel sorunların baş göstermesine temel oluşturmaktadır Böylelikle ekonomik gelişme ve sanayileşmenin çevre üzerinde yaratacağı etkinin boyutları da değişime uğramaktadır.

4.2. Literatür taraması

Çevresel sorunlar ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin sınanmasına olanak sağlayan Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi çevre ekonomisi ile ilgili literatürde geniş uygulama alanı bulmaktadır. Bu çalışmalar farklı dönemler ve yöntemlerle gerek ülke bazında gerekse de ülke grupları veya bölgeler için uygulama alanı bulmuş olup, ülke bazında zaman serileri yöntemleri ile ülke grupları veya bölgeler bazında ele alınan çalışmalarda ise panel veri yöntemleri ile analiz edilmiştir. Bu konuda literatürdeki öncü çalışmalar Grossman ve Krueger (1991), Shafik (1992), Panayotou (1993), Grossman ve Krueger (1995), Selden ve Song (1995), Panayotou (1997), Suri ve Chapman (1998), Andreoni ve Levinson (2001), Harbaugh vd. (2002), Dasgupta vd. (2002), Stern (2004) olmakla birlikte, son dönemde farklı yöntemlerin kullanıldığı Türkiye'yi kapsayan Tutulmaz (2015), Kasman ve Duman (2015), Bilgili vd. (2016) Shahbaz(2016), Destek ve Sarkodie (2019), Jin ve Kim (2020), Tirgil vd. (2021), Selçuk vd. (2021), çalışmalarında da ÇKE hipotezinin geçerliliği ele alınarak analiz edilmiştir. Literatürde ÇKE hipotezinin geçerliliği üzerine pek çok çalışma yapılmış olmasına karşın Türkiye özelinde yapılan uygulamalar için çalışmaların sınırlı sayıda olduğunu söylemek mümkündür.

Başar ve Temurlenk (2007); çevresel kirlilik göstergesi olarak CO₂ emisyonunu ele aldıkları çalışmalarında ÇKE eğrisi hipotezinin geçerliliğini EKK yöntemi ile analiz etmişlerdir. Elde edilen bulgulara göre katı yakıt ve akaryakıt kullanımı kaynaklı CO₂ emisyonu miktarı ile gelir arasında anlamlı bir ilişki bulunamamakla birlikte kişi başına düşen CO₂ emisyonu ve fosil yakıt kullanımı kaynaklı CO₂ emisyonu miktarı ile gelir düzeyi arasında ters N formunda ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Analiz sonuçlarına göre ÇKE hipotezinin Türkiye için 1950-2000 periyodunda geçerliliğini destekleyen bulgular elde edilememiştir. Atıcı ve Kurt (2007); ise EKK yöntemini kullandıkları çalışmalarında 1968-2000 yılları arasında Türkiye' de gelir, dış ticaret ve çevre ilişkisini ÇKE bağlamında incelemiş ve gelir ve CO₂ emisyonu arasındaki ilişkinin ÇKE hipotezini destekler nitelikte olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Akbostancı vd. (2009); çevresel tahribatın göstergesi olarak CO₂ emisyonu, SO₂ emisyonu ve parçacıklı madde-PM10 emisyonu değişkenlerini ele almışlar ve farklı yöntemlerle analiz etmiştir. 1968-2003 dönemi için CO₂ emisyonu ve gelir arasındaki ilişkiyi Johansen - Juselius eşbütünleşme testi ile analiz ettikleri modelde değişkenler

arasında uzun dönemli ilişki elde edilmiş fakat ilişkinin ÇKE hipotezini desteklemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Halicioglu (2009) 1960-2005 döneminde Türkiye için yaptığı çalışmasında ARDL, sınır testi, Johansen-Juselius eşbütünleşme testi ve ECM ile yöntemlerini kullanarak ÇKE hipotezini incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre ÇKE hipotezini destekleyen bulgular elde edilememiş ancak dış ticaret ve enerji tüketiminin CO₂ emisyonunu arttırdığına ulaşılmıştır.

Ozturk ve Acaravcı (2010) 1968-2005 döneminde Türkiye için yaptığı çalışmasında ekonomik büyüme, CO₂ emisyonu, enerji tüketimi ve istihdam oranı arasındaki ilişkileri incelemiştir. Analiz sonucunda ARDL sınır testi yöntemine göre uzun dönemli bir ilişki elde edilememiş ayrıca nedensellik çerçevesinde ele alınan ÇKE hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde edilememiştir.

Kim ve Baek (2011) gelişmiş ve gelişmekte olan 20 ülke için ARDL yöntemini kullanarak ele aldıkları çalışmalarında Türkiye için ÇKE hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde edilememiştir. Sonuçlara göre finansal gelişmenin çevresel kirlilik üzerinde etkisinin olmadığı, enerji tüketimi ve ticaret serbestleşmesinin ise CO₂ emisyonunu arttırdığına ulaşılmıştır.

Saatçi ve Dumrul (2011); Türkiye için 1950-2007 döneminde GSYH ve CO₂ emisyonu arasındaki ilişkiyi Kejriwal (2008) testi aracılığıyla incelemiştir. Çalışmaya göre değişkenler arasında ters U formunda ilişki tespit edilmiş ve elde edilen bulguların ÇKE hipotezi ile uyumlu olduğunu sonucuna ulaşılmıştır.

Dam vd. (2013); CO₂ emisyonu, ekonomik büyüme ve enerji tüketimi değişkenleri arasındaki ilişkiyi 1960-2010 döneminde Türkiye için dinamik EKK yöntemini kullanılarak analiz etmiştir. Analiz sonuçlarına göre ÇKE hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde edilememiştir.

Omay (2013); Türkiye için 1980-2009 döneminde CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme verilerini kullanarak ÇKE hipotezini test etmiştir. Parametrik ve non-parametrik regresyon modelleri ile yapılan analiz sonucunda ÇKE hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde edilememiştir.

Shahbaz vd. (2013); Türkiye için 1970–2010 döneminde ARDL sınır testi ve Granger Nedensellik analizi ile inceledikleri çalışmalarında ÇKE hipotezini destekleyen

sonular elde etmiřlerdir. Analiz sonuları kreselleřmenin ekonomik byme ve enerji tktiminin CO₂ emisyonunun belirleyicisi olduėunu ifade etmektedir.

il (2014) Trkiye iin 1960-2007 dneminde ele aldıėı alıřmasında Johansen-Juselius eřbtnleřme testinin yanı sıra Gregory-Hansen (1996) eřbtnleřme testi ile yapısal kırılmanın varlıėı gz nnde bulundurularak eřbtnleřme iliřkisini incelemiřtir. FMOLS ve OLS yntemleri ile uzun dnem katsayıları elde edilmiř ve her iki rejim iin KE hipotezinin geerliliėini destekleyen bulgulara ulařılmıřtır. Sonulara gre gelir ile CO₂ emisyonu arasındaki iliřkinin anlamlı olduėu belirlenmiř, enerji tktiminin ise CO₂ emisyonunu zerinde etkili olduėu sonucuna ulařılmıřtır.

Erdoėan vd. (2015) ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto Nedensellik testi ile evresel Kuznets Eėrisi hipotezini Trkiye iin 1975-2010 yılları arası CO₂ emisyonu ve kiři bařına dřen gelir verileri ile test etmiřlerdir. Analiz sonularına gre deėiřkenler arasında eřbtnleřme iliřkisi tespit edilmiř ancak uzun dnem katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduėu bulunmuřtur. evresel bozulma ile gelir arasında KE hipotezinin geerli olduėuna dair bir bulgu elde edilememiř ve deėiřkenler arasındaki iliřkinin ters N formunda olduėu sonucuna ulařılmıřtır.

Blk ve Mert (2015); 1961-2010 dneminde Trkiye iin ARDL yntemini kullanarak yapmıř oldukları alıřmalarında KE hipotezini destekleyen bulgular elde etmiř bununla beraber kiři bařına dřen elektrik retiminin CO₂ emisyonunu azalttıėını saptamıřlardır.

Tutulmaz (2015) 1968-2007 dneminde Trkiye iin Engle-Granger ve Johansen-Juselius eřbtnleřme testlerini kullandıėı alıřmasında KE hipotezini destekler nitelikte sonular elde etmiř ancak gelir iin elde edilen dnm noktasının ele alınan dnemi kapsamadıėı sonucuna ulařılmıřtır.

Albayrak ve Gke (2015); Trkiye iin 1975-2010 yılları arasında Johansen eřbtnleřme testi ile yapmıř oldukları alıřmalarında CO₂ emisyonu, kiři bařına dřen gelir, kiři bařına dřen gelirin karesi, enerji tktimi, dıřa aıklık oranı verilerini kullanarak evresel kirlilik ve gelir arasında ters-U řeklinde bir iliřki olduėu sonucuna ulařmıřlardır. alıřmaya gre evresel tahribat, kirlilik dzeyindeki artıřla birlikte artmaktayken elde edilen bulgular KE hipotezi desteklemektedir.

Ertuėrul vd. (2016); 1971-2011 dneminde (CO₂) emisyonları, ticari aıklık, gelir ve enerji tktimi arasındaki iliřkiyi ARDL, sınır testi ve VECM ile inceledikleri

alışmalarında KE hipotezinin Trkiye iin geerli olduėu sonucuna ulařmıřlardır. Kiři bařına dřen enerji tketimi ve dıřa aıklık deėiřkenlerinin CO₂ emisyonunu arttırıcı etkisi olduėu belirlenmiřtir.

Kılı ve Akalın (2016) Trkiye iin 1960-2011 dneminde ARDL, sınır testi ve ECM kullanarak ele aldıkları alıřmanın sonucunda KE hipotezinin geerliliėini destekleyen bulgulara ulařmıř, dıř ticaretin CO₂ salınımını arttırdıėını belirlemiřlerdir. Analiz sonularına gre gelirin dnm noktasının analiz dneminin dıřında yer aldıėını belirlemiřlerdir.

Katırcıoėlu ve Tařpınar (2017) CO₂ emisyonu ve ekonomik byme arasındaki iliřkiyi finansal geliřim erevesinde elde aldıkları alıřmalarında eřbtnleřme iliřkisini Maki (2012) testi ile, uzun dnem katsayılarını ise kırılma tarihlerini modele dahil ederek DOLS yntemi ile belirlemiřlerdir. Trkiye iin 1960-2010 dneminin ele adıkları alıřmalarında KE hipotezinin geerliliėini destekleyen bulgular elde edilmiřtir. aėlar ve Mert (2017) ise; Trkiye iin 1960-2013 yılları arasında KE hipotezi kapsamında enerji tketimi ve sera gazı salınımı arasındaki iliřkiyi inceledikleri alıřmalarında eřbtnleřme iliřkisini belirlemek iin yapısal kırılmaları dikkate alan Hatemi-J (2008) eřbtnleřme testini, deėiřkenlerin emisyon miktarı zerindeki uzun dnem etkilerini belirlemek iin ise DOLS yntemini kullanmıřtır. Elde edilen sonular ilgili dnemde KE hipotezinin geerli olduėunu bununla birlikte yenilenebilir enerji tketiminin CO₂ emisyonunu azalttıėını gstermektedir.

Ozatac vd. (2018) 1960-2013 dnemi iin ARDL, sınır testi ve ECM kullanarak geereltirdikleri alıřmalarında KE hipotezinin geerliliėini destekleyen bulgulara ulařmıřlardır. Analiz sonuları finansal geliřmenin CO₂ emisyonu zerinde etkisi olmadıėını, kiři bařına dřen enerji tketimi, ticari aıklık ve kentleřmenin ise kiři bařına dřen CO₂ salınımını arttırdıėını ifade etmektedir.

Destek (2018) alıřmasında ekolojik ayak izi, ekonomik byme, kentleřme dzeyi, enerji yoėunluėu arasındaki iliřki ARDL sınır testi ve VECM Granger nedensellik yntemlerini kullanarak incelenmiřtir. Trkiye iin 1990-2014 periyodu verileri ile geereltirilen alıřmada kısa ve uzun dnemde KE hipotezinin geerli olduėu saptanmıř ve kentleřme dzeyi ile enerji yoėunluėunun evresel tahribi arttırıcı etkisi olduėu sonucuna varmıřtır.

Katırcıoėlu ve Katırcıoėlu (2018) 1960-2013 dneminde Maki (2012) eřbtnleřme testini kullandıkları alıřmalarında Trkiye iin KE hipotezinin

geçerliliğini kişi başına düşen enerji tüketimi ve kentleşme çerçevesinde ele almışlardır. ARDL yaklaşımı ile elde edilen uzun dönem sonuçlarına göre ÇKE hipotezinin geçerli olmadığı, kentleşme değişkeninin CO₂ emisyonu üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Katırcıoğlu ve Katırcıoğlu (2018) 1960-2013 döneminde Maki (2012) eşbütünleşme testi ARDL, sınır testini kullandıkları çalışmalarında Türkiye için ÇKE hipotezinin geçerliliğini kişi başına enerji tüketimi ve maliye politikası çerçevesinde ele almışlardır. Analiz sonuçlarına göre kişi başına düşen enerji tüketiminin CO₂ emisyonunu arttırdığı maliye politikalarının ise CO₂ emisyonunu azalttığı görülmüştür.

Pata (2018a) çalışmasında Türkiye için 1974-2013 döneminde ARDL sınır testi yöntemi kullanarak ÇKE hipotezinin geçerliliğini destekleyen sonuçlar elde etmiştir. Çalışmada ele alınan değişkenler olan sanayileşme, kişi başına düşen toplam enerji tüketimi, birincil enerji tüketimi, kentleşme, finansal gelişmenin kişi başına düşen CO₂ emisyonunu arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Pata (2018b) çalışmasında Türkiye için 1974-2014 döneminde Gregory – Hansen(1996) ve Hatemi-J (2008) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri ile ARDL, FMOLS ve CCR uzun dönem tahmincilerini kullanarak ÇKE hipotezini destekleyen bulgular elde etmiştir. Ele alınan modellere göre finansal gelişme ve kentleşmenin CO₂ emisyonunu arttırdığı ancak kişi başına yenilenebilir enerji tüketiminin CO₂ emisyonu üzerinde etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Pata ve Yurtkuran (2018); Türkiye için 1981-2014 döneminde ARDL, sınır testi yöntemini ele aldıkları çalışmanın sonunda ÇKE hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgulara ulaşmıştır. Çalışmada nüfus yoğunluğu ve finansal gelişmenin kişi başına düşen CO₂ salınımını arttırdığı, gelirin dönüm noktasının ise analiz döneminin dışında yer aldığı sonucuna ulaşılmıştır.

4.3. Model ve Yöntem

Çalışmanın bu başlığı altında Türkiye için 1970-2016 dönemi yıllık veriler kullanılarak Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerliliği sınanacaktır. Bunun için karbondioksit emisyonu CO_2 (kişi başına düşen, metrik ton), Gayrisafi Yurtiçi Hasıla GSYH (kişi başına, sabit), Gayrisafi Yurtiçi Hasıla'nın karesi $GSYH^2$ (kişi başına, sabit), enerji tüketimi ET (kişi başına düşen, gigajoule), kentsel nüfustaki büyüme KENT değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada ele alınan serilere ilişkin veriler Dünya Bankası'nın veri tabanı (World Development Indicators) ve British Petroleum Statistical Review of World Energy (2020)'den elde edilmiş, değişkenlerin logaritması alınmıştır.

$$CO_2 = f(GSYH, GSYH^2, ET, KENT)$$

ÇKE hipotezi modelde ele alınan kirlilik göstergesinin kişi başına düşen gelirdeki artışla birlikte önce arttığı ancak kişi başına düşen gelirin belli bir eşiğe ulaşması ile kirliliğin azalış eğilimi göstereceğini işaret etmektedir. ÇKE hipotezi için mevcut öncü çalışmalar incelendiğinde GSYH' ya ilişkin katsayının pozitif işaretli, $GSYH^2$ 'nin katsayısının ise negatif işaretli elde edilmesi beklenmektedir. Katsayı işaretlerinin beklenenin tersi olarak belirlenmesi ÇKE hipotezinin geçerli olmadığına işaret etmektedir. Enerji tüketimi ve kentsel nüfustaki büyüme değişkenlerine ait katsayıların ise pozitif işaretli elde edilmesi beklenmektedir. Bu beklentiler kapsamında ele alınan model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$CO_2 = \beta_0 + \beta_1 GSYH - \beta_2 GSYH^2 + \beta_3 ET + \beta_4 KENT + u_t \quad (1.150)$$

Bu çalışmada öncelikle değişkenlerin birim kök özellikleri, geleneksel birim kök testleri, ikinci ve üçüncü bölümde detaylıca açıklanan yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin yanı sıra fourier birim kök testleri ile incelemektedir. Sonraki aşamada Denklem (1.150)' de gösterilen modeldeki değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi için Hatemi-J-(2008), Maki (2012) ve Banerjee vd. (2017) eşbütünleşme testleri uygulanmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesinden sonra gelir, kentsel nüfustaki büyüme, enerji tüketimi değişkenlerinin CO_2 emisyonu üzerindeki etkilerini belirlemek için uzun dönem katsayıları tahmin edilmektedir. Uzun dönem katsayılarının belirlenmesi için Saikkonen (1991) ve Stock-Watson (1993) tarafından geliştirilen Dinamik en küçük kareler (DOLS) ve Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemleri olmak üzere iki farklı yöntem kullanılmıştır.

4.4. Ampirik Bulgular

Çalışmanın bu başlığı altında ampirik bulgular yer almaktadır. Bunun için öncelikle değişkenlerin birim kök süreçleri geleneksel birim kök testleri ile analiz edilmektedir. Bunun yanında yapısal kırılmanın varlığında elde edilen sonuçların sapmalı olmaması için değişkenlere yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmaktadır. Sonraki aşamada ise hem sert hem de yumuşak değişimlerin, yapısal kırılmaların formu ve sayısı hakkında varsayımda bulunmadan fourier fonksiyonları ile modellendiği fourier birim kök testleri uygulanmaktadır. Birim kök testi sonuçlarından hareketle aynı mertebeden durağan bulunan değişkenler için eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Bu amaçla öncelikle yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerine ait sonuçlar incelenmektedir. Daha sonra eşbütünleşme ilişkisindeki kırılmaların sayısı hakkında varsayımda bulunmaya gerek duymadan, hem sert hem de yumuşak kırılmaları tespit etmeyi sağlayan Banerjee vd. (2017) çalışmasında geliştirilen Fourier ADL eşbütünleşme testi uygulanmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin bulunması durumunda sonraki aşama değişkenlere ait uzun dönem katsayılarının hesaplanması olmaktadır.

Burada ele alınan değişkenlere ait geleneksel birim kök testi sonuçları Tablo 4.1’ de sunulmuştur.

Tablo 4. 1:Geleneksel Birim Kök Testleri Sonuçları

Değişken	ADF Birim Kök Testi		Phillips Perron	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
CO ₂	-1.73676 (0)	-3.39996(0)	-1.799489	-3.456587
ΔCO ₂	-6.39733***	-6.41641***	-6.444751***	-6.557211***
ET	-1.67885 (0)	-3.28960(0)	-1.747359	-3.291791
ΔET	-6.92800 (0)***	-7.00813(0)***	-6.928822***	-7.022566***
GSYH	0.45188(0)	-1.93461 (0)	0.491015	-2.046843
ΔGSYH	-6.46538(0)***	-6.49740 (0)***	-6.465365***	-6.493749***
GSYH ²	0.63250(0)	-1.73134 (0)	0.684617	-1.831523
ΔGSYH ²	-6.42350(0)***	-6.49970 (0)***	-6.423973***	-6.496189***
KENT	-1.52605(1)	-2.43044 (1)	-1.423275	-2.004211
ΔKENT	-3.338229(9)**	-3.307898 (9)*	-4.554933***	-4.499004***

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır.

Tablodaki sonuçlara göre; geleneksel birim kök testlerinden ADF birim kök testi sonuçları hem sabitli hem de sabitli ve trendli modele göre tüm değişkenler için %5 anlamlılık düzeyinde birim kök temel hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir. Dolayısıyla serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı söylenebilmektedir. Serilerin birinci farkında uygulanan ADF testi sonuçlarına göre KENT değişkeni dışında tüm değişkenlerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği, KENT değişkeninin ise

sabitli modelde %5 anlamlılık düzeyinde, sabitli ve trendli modelde ise %10 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmektedir. PP testinin uygulanması ile elde edilen sonuçlar incelendiğinde hem sabitli hem de sabitli ve trendli modele göre değişkenler için birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Serilerin birinci farkları alınarak PP testi tekrar uygulandığında tüm değişkenler için birim kök temel hipotezi reddedilmekte ve fark değişkenlerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği görülmektedir. Böylelikle serilerin birinci farkında durağan olduğu yani eşbütünleşme mertebelerinin I(1) olduğu ifade edilmektedir.

Yapısal kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği ve kırılmanın yalnızca alternatif hipotez altında tanımlandığı ZA (1992) birim kök testine ait sonuçlar Tablo 4.2’de gösterilmektedir.

Tablo 4.2: Zivot ve Andrews (1992) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Model A	Kırılma Tarihi	Model B	Kırılma Tarihi	Model C	Kırılma Tarihi
CO ₂	-4.5782(0)	1985	-3.5348(0)	1991	-4.3409(0)	1985
ΔCO ₂	-6.8974(0)***		-6.7259(0)***		-7.3517(0)***	
ET	-4.2754(0)	1986	-3.4769(0)	1994	-4.0395(0)	1987
ΔET	-7.5663(0)***		-7.4548(0)***		-7.8609(0)***	
GSYH	-3.3271(0)	1979	-3.4694(0)	2002	-3.5952(0)	2001
ΔGSYH	-6.7629(0)***		-6.6594(0)***		-6.8679(0)***	
GSYH ²	-3.0989(0)	1979	-3.4980 (0)	2002	-3.6234(0)	2001
ΔGSYH ²	-6.7681(5)***		-6.6526(0)***		-6.8222(0)***	
KENT	-4.1411(1)	1991	-2.7368(1)	1982	-4.1481(1)	1991
ΔKENT	-7.2796 (9)***		-11.350 (9)***		-11.426(9)***	

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır.

Model A için %1 %5 %10 kritik değerler sırasıyla -5.34, -4.80, -4.58

Model B için %1 %5 %10 kritik değerler sırasıyla -4.93, -4.42, -4.11

Model C için %1 %5 %10 kritik değerler sırasıyla -5.57, -5.08, -4.82

ZA testi sonuçlarına göre test sürecinde ele alınan Model A Model B ve Model C’ye göre bütün değişkenler için düzey değerlerinde birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Birinci farkı alınarak ZA testinin tekrar uygulanması ile değişkenlerin durağan hale geldiği görülmektedir.

Yapısal kırılma tarihinin içsel olarak belirlendiği ve kırılmanın temel ve alternatif hipotezler altında tanımlandığı LS (2003) birim kök testine ait sonuçlar ise Tablo 4.3’te sunulmaktadır.

Tablo 4.3 Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Model AA	K.T	Kritik değer		Model CC	K.T	Kritik değer	
			%1	%5			%1	%5
CO ₂	-3.6734(4)	1976 2000	-4.073	-3.563	-5.1063(4)	1976 1987	-6.750	-6.108
ΔCO ₂	-6.9298(0)***		-4.073	-3.563	-7.4313(0)***		-6.750	-6.108
ET	-2.8932(1)	1993 2000	-4.073	-3.563	-4.6600(4)	1981 1998	-6.932	-6.175
ΔET	-7.3630(0)***		-4.073	-3.563	-6.0182(2)***		-7.014	-6.446
GSYH	-3.3414(2)	1993 2010	-4.073	-3.563	-6.1248(3)	1980 1999	-7.004	-6.185
ΔGSYH	-5.9750(0)***		-4.073	-3.563	-6.9840(0)***		-6.750	-6.108
GSYH ²	-3.2009(2)	1993 2010	-4.073	-3.563	-6.2027(3)	1980 1999	-7.004	-6.185
ΔGSYH ²	-5.9664(0)***		-4.073	-3.563	-6.9074(0)***		-6.750	-6.108
KENT	-2.9363(1)	1983 1990	-4.073	-3.563	-7.7019(4)	1979 1990	-7.196	-6.312
ΔKENT	-5.4944(0)***		-4.073	-3.563				

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Parantez içindeki değerler t anlamlılık testi kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır.

LS testi sonuçları incelendiğinde Model AA' ya göre %1 anlamlılık düzeyinde tüm değişkenler için yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. Bu değişkenlerin birinci farkları alındığında durağan hale geldiği anlaşılmaktadır. Model CC için elde edilen sonuçlara göre ise yalnızca KENT değişkeni için yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilmekte ve değişkenin iki kırılma ile durağan olduğu görülmektedir. CO₂, GSYH, GSYH² ve ET değişkenleri için ise yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilememekte ancak bu değişkenlerin birinci farkında durağan hale geldiği anlaşılmaktadır.

Serilerin durağanlık özelliklerinin araştırılması hakkında son olarak yapısal kırılmanın tarihi, formu ve biçimi hakkında varsayımda bulunmaya gerek duyulmayan fourier birim kök testleri uygulanmış ve Becker vd. (2006) birim kök testinden elde edilen bulgular Tablo 4.4'te raporlanmıştır.

Tablo 4.4: Becker vd. (2006) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Sabitli Model			Sabitli ve Trendli Model		
	Test	k	$F_{\mu}(\hat{k})$	Test	k	$F_{\tau}(\hat{k})$
CO ₂	0.31832(0)	1	30.419	0.13060(0)	1	7.230
ΔCO ₂	0.52139(0)***	4	3.4124	0.14064(0)***	4	2.910
ET	0.32463(0)	1	30.1798	0.11866(0)	1	11.211
ΔET	0.50208(0)***	3	1.98560	0.12567(0)***	5	2.199
GSYH	0.31878(0)	1	28.6900	0.08431(0)	1	15.136
ΔGSYH	0.41419(0)***	5	4.52740	0.11530(0)***	5	4.256
GSYH ²	0.31837(0)	1	28.40120	0.08225(0)	1	19.275
ΔGSYH ²	0.40000(0)***	5	4.56089	0.11542(0)***	5	4.260
KENT	0.23968(1)***	1	58.688 ^a	0.12350(0)***	2	19.494 ^a

AKENT

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı ifade etmektedir.
a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10'a göre fourier terimlerinin anlamlılığını ifade etmektedir.
Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır
Sabitli modelde %1 %5 %10'a göre F istatistiğinin kritik değerleri sırasıyla 6.730, 4.929, 4.133
Sabitli ve trendli modelde %1 %5 %10'a göre F istatistiğinin kritik değerleri sırasıyla 6.873, 4.972, 4.162
Sabitli modelde %1, %5 ve %10'a göre kritik değerler sırasıyla $k=1$ için 0.2699, 0.1720, 0.1318; $k=3$ için 0.7182, 0.4480, 0.3393; $k=4$ için 0.7222, 0.4592, 0.3476; $k=5$ için 0.7386, 0.4626, 0.3518.
Sabitli ve trendli modelde %1, %5 ve %10'a göre kritik değerler sırasıyla $k=1$ için 0.0716, 0.0546, 0.0471; $k=2$ için 0.2022, 0.1321, 0.1034; $k=3$ için 0.2103, 0.1423, 0.1141; $k=4$ için 0.2170, 0.1478, 0.1189; $k=5$ için 0.2177, 0.1484, 0.1201

Tabloda sunulan Becker vd. (2006) sonuçlarına göre CO_2 , GSYH, $GSYH^2$ ve ET değişkenleri için sabitli model ve hem sabitli hem de trendli model için hesaplanan test istatistikleri %1 anlamlılık düzeyinde durağanlık temel hipotezinin reddedildiği ve dolayısıyla serilerin birim köklü olduğunu göstermektedir. Ayrıca trigonometrik terimlerin anlamlılığı için yapılan F testi sonuçlarına göre fourier terimlerinin anlamlı olduğu görülmektedir. F testinin kullanılabilmesi serilerin durağan bulunması durumunda mümkün olmaktadır. KENT değişkeni için ise %5 anlamlılık düzeyinde sabitli model için durağanlık temel hipotezi reddedilmektedir, hem sabitli hem de trendli model için durağanlık temel hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Ancak KENT değişkeni için hem sabitli hem de sabitli ve trendli modelden elde edilen test istatistikleri %1 kritik değerden küçük olduğundan durağanlık temel hipotezi reddedilememektedir. Burada KENT değişkeni için sabitli ve sabitli ve trendli modelden elde edilen F istatistiğine göre doğrusal olmayan trendin anlamsız olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilmekte ve fourier terimlerinin anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Burada tüm değişkenlerin birinci farkında durağan hale geldiği görülmektedir.

Christopoulos ve León-Ledesma (2010) tarafından geliştirilen yalnızca sabitli durumun ele alındığı FKSS ve FADF birim kök testi sonuçları Tablo 4.5' de sunulmaktadır.

Tablo 4.5: Christopoulos ve León-Ledesma (2010) Birim Kök testi Sonuçları

Değişken	Fourier KSS			Fourier ADF		
	Test	k	$F_{\mu}(\tilde{k})$	Test	k	$F_{\mu}(\tilde{k})$
CO_2	-2.43123(0)	1	30.4191	-1.88330(0)	1	30.4191
ΔCO_2	-5.04456(0)***	4	3.4124	-7.26954(0)***	4	3.4124
ET	-2.10715(0)	1	30.1798	-1.59623(0)	1	30.1798
ΔET	-4.35398(0)***	3	1.9856	-7.61235(0)***	3	1.9856
GSYH	-0.71622(0)	1	28.690	-0.82435(0)	1	28.690
$\Delta GSYH$	-4.97449(0)***	5	4.52740	-7.78063(0)***	5	4.52740
$GSYH^2$	-0.17660(0)	1	28.4012	-0.82728 (1)	1	28.4012
$\Delta GSYH^2$	-5.0098(0)***	5	4.56089	-7.71808 (0)***	5	4.56089
KENT	-4.03707(0)**	1	58.6882 ^a	-3.24443 (1)	1	58.6882
AKENT				-4.73841 (1)***	3	4.98953

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı ifade etmektedir.
a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10'a göre fourier terimlerinin anlamlılığını ifade etmektedir.

Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır.
Fourier ADF modelinde %1 %5 %10 için kritik değerler sırasıyla $k=1$ için -4.43, -3.85, -3.52; $k=3$ için -3.70, -3.06, -2.71; $k=4$ için -3.60, -2.93, -2.59; $k=5$ için -3.55, -2.90, -2.56
Fourier KSS modelinde %1 %5 %10 için kritik değerler sırasıyla $k=1$ için -4.14, -3.59, -3.26; $k=3$ için -3.61, -3.06, -2.75; $k=4$ için -3.52, -2.99, -2.71; $k=5$ için -3.52, -2.92, -2.65
F test istatistiği için %1 %5 %10'a göre kritik değerler sırasıyla 6.730, 4.929, 4.133

FKSS ve FADF testleri iki aşamalı bir test yapısını ifade etmekte ve buna göre fourier terimlerinin anlamlılığının sınanması serinin durağan olarak belirlenmesi ile mümkün olmaktadır. Tablodaki sonuçlar incelendiğinde FKSS tipi testte KENT değişkeni dışında tüm değişkenler için düzey değerlerinde birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Bu değişkenlerin birinci farkı alındığında ise durağan hale geldiği anlaşılmaktadır. KENT değişkeninin düzeyde ve birinci farkında ilgili frekans değerleri ve hesaplanan test istatistikleri kritik değerler ile karşılaştırıldığında değişkenin birim kök süreci hakkında net bir yorumda bulunmak zorlaşmaktadır. Sonuçlara göre KENT değişkeni için %1 anlamlılık düzeyinde birim kök temel hipotezi reddedilememekte ancak %5 anlamlılık düzeyinde birim kök temel hipotezi reddedilmekte ve serinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. FADF tipi test sonuçları ele alındığında ise tüm değişkenlerin birim köklü olduğu ancak birinci farkında durağan hale geldiği görülmektedir.

Enders ve Lee (2012)'nin Fourier ADF birim kök testi için sabitli ile sabitli ve trendli modele ait test istatistikleri Tablo 4.6' da özetlenmektedir.

Tablo 4.6: Enders ve Lee (2012) Fourier ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Sabitli Model			Sabitli Ve Trendli Model		
	Test	k	$F_{\mu}(\hat{k})$	Test	k	$F_{\tau}(\hat{k})$
CO ₂	-1.2344(0)	4	2.5981	-3.3425(0)	4	2.9090
Δ CO ₂	-7.0255(0)***	4	3.0533	-6.9884(0)***	4	2.8102
ET	-2.0005(0)	5	2.4166	-3.6609(0)**	5	3.5081
Δ ET	-7.3827(0)****	5	2.5491	-7.5962(0)***	5	3.0132
GSYH	0.2545(0)	5	4.3437	-2.0232(0)	5	4.4452
Δ GSYH	-7.5135(0)***	5	5.2560	-7.5475(0)***	5	5.2117
GSYH ²	0.4428(0)	5	4.3432	-1.7836(0)	5	4.4774
Δ GSYH ²	-7.4528(0)***	5	5.1849	-5.3808(1)***	5	5.3738
KENT	-0.9344(1)	3	1.7802	-2.4458(1)	3	2.7529
Δ KENT	-4.6067(1)***	3	2.8952	-4.5968(1)***	3	2.9962

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı ifade etmektedir.

Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır

Sabitli modelde %1 %5 %10 için F test istatistiği sırasıyla 10.35, 7.58, 6.35

Sabitli ve trendli modelde %1 %5 %10 için F test istatistiği sırasıyla 12.21, 9.14, 7.78

Sabitli modelde %1 %5 %10 için kritik değerler sırasıyla $k=3$ için -3.77, -3.07, -2.71; $k=4$ için -3.64, -2.97, -2.64; $k=5$ için -3.58, -2.93, -2.60

Sabitli ve trendli modelde %1 %5 %10 için kritik değerler sırasıyla $k=3$ için -4.45, -3.78, -3.44; $k=4$ için -4.29, -3.65, -3.29, $k=5$ için -4.20, -3.56, -3.22

Flexible Fourier ADF testi olarak ifade edilen Enders ve Lee (2012) testinde birim kök süreci hakkında karar vermeden önce fourier terimlerinin anlamlılığının sınanması gerekmekte, eğer bu aşamada fourier terimleri anlamsız bulunursa test geleneksel ADF testi sonuçları geçerli olmaktadır. Fourier ADF testinde fourier terimleri için hesaplanan F test istatistiklerine göre bu terimler anlamsız bulunmuştur. Böylelikle Tablo 4.1'deki test sonuçları geçerli olmaktadır.

Bu bilgiler ışında model denkleminde fourier terimleri ve doğrusal dışılığı dahil eden Güriş (2017) testi uygulanmış ve sabitli, sabitli ve trendli modellere ait test istatistikleri için elde edilen bulgular Tablo 4.7' de sunulmuştur.

Tablo 4.7: Güriş (2017) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Test	Sabitli Model		Sabitli ve Trendli Model		
		k	$F(\tilde{k})$	Test	k	$F(\tilde{k})$
CO ₂	30.3460(0)***	1	30.4191 ^a	0.75769(0)	1	7.230860
ΔCO ₂				29.5254(0)***	4	3.430976
ET	62.4252(0)***	1	30.1798 ^a	1.60532(0)	1	11.21139
ΔET				41.8110(0)***	5	1.774546
GSYH	38.5498(0)***	1	28.6900 ^a	0.11158(0)	1	15.13619
ΔGSYH				43.4648(0)***	5	3.732661
GSYH ²	36.6885(0)***	1	28.4012 ^a	0.07416(0)	1	19.27549
ΔGSYH ²				43.1662(0)***	5	3.764028
KENT	2.3868 (10)	1	58.6882	4.35732(1)	2	19.49412
ΔKENT	34.6653(10)***	3	5.12745	34.0446(10)***	3	5.108259

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre durağanlığı ifade etmektedir.

Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır

Sabitli modelde %1 %5 %10'a göre kritik değerler sırasıyla k=1 için 24.64277, 18.18961, 15.40706; k=3 için 18.24944, 12.96865, 10.67956 k=4 için 17.56503, 12.2753, 10.22886; k=5 için 16.94993, 11.99176, 9.89744

Sabitli ve trendli modelde %1 %5 %10'a göre kritik değerler sırasıyla k=1 için 30.43297, 23.1989, 19.80694; k=2 için 27.44551, 19.89235, 16.73207; k=3 için 24.14909, 17.58596, 14.78757; k=4 için 22.72292, 16.53164, 13.86532; k=5 için 21.96334, 15.88412, 13.25555

Güriş (2017) testi de Christopoulos ve León-Ledesma (2010) gibi iki aşamalı bir test olmakla beraber öncelikle serilere ait birim kök süreçleri incelenmekte ve eğer seri durağan bulunursa fourier terimlerinin anlamlılığı sınanmaktadır. Güriş(2017) testinde sabitli model için elde edilen test istatistiklerine göre KENT değişkeni dışındaki değişkenler durağan bulunmuş ancak trendli model için elde edilen test istatistikleri incelendiğinde tüm değişkenler için birim kök temel hipotezinin reddedilemediği görülmekte ve serilerin düzeyde durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Birinci farkı alınan bu değişkenlerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Serilere uygulanan geleneksel, yapısal kırılmalı ve fourier birim kök testleri analizleri ile tüm değişkenler ağırlıklı olarak düzeyde birim köklü iken birinci farkında durağan hale gelmektedir. Böylelikle ESTAR tipi modelleme ile serideki doğrusal

dışılığın, fourier fonksiyonları aracılığıyla ise yapısal değişimlerin dikkate alındığı Güriş(2017) birim kök testine göre değişkenlerin düzeyde birim köklü iken ilk farkı alındığında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bundan sonraki adım ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının belirlenmesidir. Bunun için öncelikle yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinden Hatemi-J (2008) testi sonuçları elde edilerek Tablo 4.8’ de özetlenmiştir.

Tablo 4.8: Hatemi-J (2008) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Test istatistiği	Kırılma Tarihleri
ADF^*	-9.059***	1977-1998
Z_t^*	-9.796***	1976-1995
Z_a^*	-60.414	1977- 1995

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

ADF ve Z_t test istatistikleri için %1*, %5**, %10*** kritik değerleri -8.353, -7.903, -7.705 dir. Z_a test istatistiği için %1*, %5**, %10*** kritik değerleri sırasıyla -140.135, -123.870, -116.169’ dir.

Eşbütünleşme ilişkisinin tespiti için Hatemi-J (2008) testinin sonuçları incelendiğinde hesaplanan ADF^* ve Z_t^* test istatistiklerine göre %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme yoktur temel hipotezi reddedilmektedir. Böylece değişkenler arasında iki yapısal kırılma ile birlikte uzun dönemli bir ilişki olduğunu ifade etmek mümkündür. Kırılma tarihleri ise benzer tarihler olarak elde edilmiştir. Bu tarihler Türkiye’deki kriz dönemlerinin önceki ve sonraki dönemleri ile yakın tarihler olarak belirlenmiştir. Elde edilen kırılma tarihlerinden ilki ilgili dönemde yaşanan petrol krizinin sonrasına denk gelmekte iken, 1976 ve 1977 yılları olarak belirlenmiştir. İkinci kırılma tarihi olarak belirlenen 1995-1998 yılları ise kriz dönemlerine yakın tarihler olarak göze çarpmaktadır.

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak için, ayrıca çoklu yapısal kırılmaların varlığını göz önünde bulundurarak bu kırılma tarihlerini analiz sürecine dahil eden Maki (2012) eşbütünleşme testi kullanılmaktadır. Bu amaçla veri dönemi göz önünde bulundurularak üç kırılmaya izin verilen durum için elde edilen test sonuçları Tablo 4.9’da gösterilmektedir.

Tablo 4.9: Maki (2012) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Kritik değer %1	Kritik değer %5	Kritik değer %10	Kırılma Tarihleri
Model 0	-7.348***	-6.501	-5.992	-5.714	1971-1976-1983
Model 1	-7.317***	-6.741	-6.214	-5.974	1979-1983-1987
Model 2	-7.651*	-8.336	-7.803	-7.481	1978-1987-2002
Model 3	-8.471**	-8.865	-8.254	-7.977	1987-2002-2009

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Maki (2012) test sonuçlarına göre Model 0 ve Model 1' in test istatistiklerinin mutlak değeri olarak %1 ve %5 kritik değerlerinden büyük olduğu belirlenmiştir. Ayrıca Model 3 için hesaplanan test istatistiği %5 kritik değerlerinden büyük olarak elde edilmiştir. Bu modeller çerçevesinde ele alınan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Burada Model 0 ve Model 1 için elde edilen kırılma tarihleri Hatemi-J (2008) ile belirlenen kırılma tarihlerine yakın tarihler olarak belirlenmişken, Model 3 ile ifade edilen rejim değişimi ve trend modelinde 2001 ve 2008 krizlerinin hemen sonrasındaki tarihlerde yapısal kırılma olduğu belirlenmiştir.

Uzun dönemli ilişkinin tespiti için uygulamada kullanılacak eşbütünleşme testlerinden bir diğeri Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen Fourier ADL testidir. Çalışma kapsamında ele alınan Fourier ADL testi yapısal kırılmaların bilinmeyen form ve sayısının fourier terimlerinin tahmin denklemine dahil edilmesi ile eşbütünleşme ilişkisinin test edilmesine imkan sağlamaktadır.

Banerjee vd. (2017) çalışmasında test için kritik değerleri en fazla üç bağımsız değişkenin modele dahil olduğu durum için elde edilmiştir. Düzeyde durağan bulunan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini incelemek için Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen fourier eşbütünleşme testinin dört bağımsız değişken için genişletilmiş³ hali kullanılmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin incelendiği modelde fark bağımlı değişken ile fark bağımsız değişkenler için maksimum gecikme uzunluğu Schwert (1989)'a göre 10 olarak belirlenmiş ve tüm değişkenlerin gecikmeleri için bilgi kriterinin minimum olduğu gecikme uzunluğu 0 olarak elde edilmiştir. Elde edilen bulgular Tablo 4.10' da yer almaktadır.

³ Sabitli ve sabitli-trendli model için test istatistiklerine ait kritik değerler yazar tarafından 100 000 tekrara dayanan simülasyonlar aracılığıyla elde edilerek tablolaştırılmıştır.

Tablo 4.10: Banerjee vd. (2017) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Sabitli Model				Sabitli ve Trendli Model			
Test İstatistiği		k		Test İstatistiği		k	
-6.36624*** (0)		4		-6.24739*** (0)		4	
Kritik Değerler							
Sabitli ve Trendli Model							
T=100				T=500			
n	k	%1	%5	%10	%1	%5	%10
4	1	-5.6960	-5.0326	-4.6937	-5.5740	-4.9933	-4.6855
	2	-5.6413	-4.9482	-4.5937	-5.5106	-4.8977	-4.5774
	3	-5.5140	-4.8157	-4.4550	-5.4047	-4.7799	-4.4465
	4	-5.4096	-4.7030	-4.3238	-5.3059	-4.6631	-4.3286
	5	-5.2986	-4.5947	-4.2232	-5.2232	-4.5830	-4.2412
Sabitli Model							
T=100				T=500			
n	k	%1	%5	%10	%1	%5	%10
4	1	-5.3388	-4.6756	-4.3292	-5.2389	-4.6424	-4.3251
	2	-5.2624	-4.5621	-4.1947	-5.1525	-4.5269	-4.1911
	3	-5.1239	-4.4118	-4.0330	-5.0195	-4.3821	-4.0335
	4	-4.9887	-4.2815	-3.9003	-4.9071	-4.2598	-3.9108
	5	-4.8872	-4.1868	-3.8080	-4.8328	-4.1842	-3.8360

NOT: Burada k frekans sayısı, n modele dahil edilen bağımsız değişken sayısıdır
***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.
Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır

Banerjee vd. (2017) Eşbütünleşme testinden elde edilen test istatistiklerine göre sabitli - sabitli ve trendli model için eşbütünleşme ilişkisi olmadığı temel hipotezi reddedilmekte ve CO₂ emisyonu ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu kabul edilmektedir. Böylelikle bu serilerin düzey değerleriyle gerçekleştirilecek uzun dönem analizinde sahte regresyon problemi ile karşılaşılacaktır.

Eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesiyle uzun dönem katsayılarını belirlemek için Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen Tamamen Düzeltilmiş EKK (FMOLS) ve Stock ve Watson (1993) tarafından kullanılan Dinamik EKK (DOLS) yöntemleri kullanılmıştır. FMOLS yöntemi içsellik ve otokorelasyon problemlerini dikkate almakta ve Kernel tahmincilerini kullanarak EKK yöntemine düzeltme uygulamaktadır. Stock-Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS yönteminde ise regresyon denkleminde bağımsız değişkenin gecikme ve öncüllerinin ilave edilmesiyle model dinamik bir hal almakta, böylelikle asimptotik olarak etkin tahminciler elde edilmektedir. FMOLS ve DOLS yöntemleri ile elde edilen bulgular Tablo 4.11’de özetlenmektedir.

Tablo 4.11: DOLS ve FMOLS Sonuçları

Tahmin	Değişken	Katsayı	Standart Hata	T istatistiği
DOLS	ET	0.545065***	0.116825	4.665664
	GSYH	6.251426**	2.202715	2.838055
	GSYH²	-0.298878**	0.110662	-2.700815
	KENT	0.136766***	0.018378	7.441875
	C	-33.31296**	10.50362	-3.171568
FMOLS	ET	0.464533***	0.116400	4.013928
	GSYH	6.267001***	2.056604	3.068692
	GSYH²	-0.310447***	0.103210	-3.031326
	KENT	0.036940*	0.020886	1.823466
	C	-32.318***	9.797572	-3.298624

FMOLS yönteminde Bartlett çekirdek tahmincisi kullanılmıştır. DOLS yönteminde gecikme ve öncüller için uygun gecikme uzunluğu ise Schwarz Bilgi Kriterine göre seçilmiştir.

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablodaki bulgular incelendiğinde DOLS ve FMOLS yöntemleri ile elde edilen kişi başına düşen GSYH, GSYH² ve ET değişkenlerine ait katsayıların istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı olduğu ve DOLS ile FMOLS yöntemlerinin birbirine yakın sonuçlar verdiği görülmektedir. DOLS yönteminde GSYH ve GSYH² değişkenlerine ait katsayıların istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı, FMOLS yönteminde ise %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı oldukları bulunmuştur. Sonuçlara göre GSYH değişkenine ait katsayı esneklikleri 6.25 ile 6.26 olarak, GSYH² değişkenine ait katsayı esneklikleri ise -0.29 ile -0.31 olarak tahmin edilmiştir.

Burada her iki yöntem sonuçlarına göre de $GSYH > 0$ ve $GSYH^2 < 0$ olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla elde edilen bu katsayıların ÇKE hipotezini destekler nitelikte olduğu görülmektedir. Bu durum ekonomik büyüme ile kirliliğin ilk aşamada artacağı ekonomik büyüme artışı devamı ile kirlilik üzerinde azaltıcı bir etkisi olacağını ifade edilen ÇKE hipotezi ile örtüşmektedir. DOLS ve FMOLS modelinde gelir için dönüm noktaları sırasıyla 34797 TL ve 24185 TL olarak bulunmuştur⁴. Elde edilen bu dönüm noktalarının veri setinin ilgili dönem aralığında olmadığı görülmektedir. Sonuçlara göre ekonomik büyümenin çevresel bozulma üzerindeki etkisinin yüksek gelir seviyelerinde ayrışacağı söylenebilmektedir. Bu durumda ekonomik büyümenin çevresel kalite üzerinde önem arz ettiği ve ÇKE hipotezinin uzun dönemli bir olgu olduğu söylenebilmektedir.

DOLS ve FMOLS sonuçlarına göre kişi başına enerji tüketimi ile kentsel nüfustaki büyümenin CO₂ emisyonunu arttırıcı etkisi olduğu görülmektedir. DOLS ve

⁴ $\exp\left(-\frac{6.251426}{2*(-0.298878)}\right) = 34797$ ve $\exp\left(-\frac{6.267001}{2*(-0.310447)}\right) = 24185$

FMOLS sonuçlarına göre enerji tüketiminde meydana gelen %1’lik artış karbondioksit emisyonunda yaklaşık olarak %0.54 - %46 arasında artış meydana getirmektedir. Böylelikle enerji tüketimindeki artışla beraber çevresel tahribat da artmaktadır. Kentsel nüfus değişkenine ait katsayı FMOLS yönteminde %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşken, DOLS yöntemi ile elde edilen katsayı %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı elde edilmiştir. Her iki yöntemle de elde edilen katsayıların işaretleri pozitif bulunmuştur. Böylelikle kentsel nüfustaki büyümenin karbondioksit emisyonu üzerinde arttırıcı etkisi olduğu söylenebilmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada geleneksel birim kök ve eşbütünleşme testleri, yapısal kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme testleri ile serilerde gözlenebilecek olası yapısal değişimlerin sayısı ve formu hakkında varsayımda bulunmaya gerek duyulamayan fourier fonksiyonlarının modele dahil edildiği testler açıklanmaya çalışılmıştır. Literatürde Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin Türkiye için geçerliliği üzerine yapılan çalışmalara ek olarak serilerin birim kök ve eşbütünleşme analizleri fourier fonksiyonlarını dikkate alan birim kök ve eşbütünleşme testleri ile analiz edilmiş, kentsel nüfustaki büyüme ve enerji tüketiminin bu ilişkideki rolü incelenmiştir

Çalışma kapsamında kişi başına düşen CO₂ emisyonu, kişi başına düşen milli gelir, kişi başına düşen enerji tüketimi ve kentsel nüfus artışı arasındaki ilişki Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi çerçevesinde araştırılmıştır. Yıllık bazda seriler kullanılarak analiz dönemi 1970-2016 yılları olarak ele alınmıştır. Bu amaçla öncelikle serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri ile birbirini destekler nitelikte bulgular elde edilen Fourier birim kök testlerine göre, serilerin düzeyde durağan değilken birinci farkında durağan hale geldiği gözlemlenmiştir. Buradan hareketle fark durağan değişkenlerin düzey değerleri ile uzun dönemli ilişkinin belirlenmesi için eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Eşbütünleşme ilişkisinin tespiti aşamasında Fourier ADL testi için dört bağımsız değişken durumunda test istatistiklerinin kritik değerleri hesaplanmıştır. Fourier ADL testine göre eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiş ve yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçlarının da bu ilişkiyi destekler sonuçlar ürettiği görülmüştür.

Ekonomik gelişme neticesinde çevre ve ekonomi arasındaki ilişki literatürde sıklıkla üzerinde durulan bir konu halini almıştır. Analiz sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiş ve ilgili dönemde Türkiye için Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde edilmiştir. Hipoteze göre kişi başına düşen CO₂ emisyonunun kişi başına düşen milli gelirdeki artış ile artış göstereceğini ancak milli gelirdeki bu artışın gelir için belirlenen dönüm noktalarını aşmasıyla birlikte CO₂ emisyonunu üzerinde azaltıcı etkisi olacağını ifade etmektedir. DOLS ve FMOLS yöntemleri ile bulunan bu dönüm noktaları ise ilgili veri döneminin dışında, daha yüksek gelir düzeylerini belirtmektedir. Böylelikle gelirin CO₂ emisyonu üzerindeki azaltıcı etkisinin dönüm noktaları olan 34825 TL ve 24185 TL kişi başına düşen milli gelire ulaşılması ile gerçekleşeceği söylenebilmektedir. Buna göre

kiři bařına dūřen milli gelir ve CO₂ emisyonu arasındaki iliřki Tūrkiye’deki ekonomik būyūmenin kirlilik ūreten bir būyūme olduėunu gōstermektedir. Bōylelikle refah dūzeyindeki iyileřme ve evreye duyarlı ekonomi politikaları ile birlikte geliřmesi beklenen evre bilincinin sūrdūrūlebilir bir ekosistemin gerekliliklerini ortaya koyduėu gōrūlmektedir.

Bu bilgiler ıřıėında ekonomik būyūme ve evre kirliliėinin iliřkili olduėu ve bu iliřkinin formunun evresel Kuznets Eėrisi hipotezinde ōne sūrūlen ters U formunu destekler nitelikte olduėu sōylenebilmektedir. Enerji tūketimi ve kentsel nūfus artıřının ise beklendiėi ūzere evresel kalite ūzerinde olumsuz etkisi olduėu gōzlemlenmiřtir. Kentleřmenin kentsel nūfusun da bir bileřeni olduėu varsayılırsa buna gōre kentleřme hızındaki artıřın ve dūzenlemelerdeki eksiklerin evre ūzerinde olumsuz etkisi olduėu sōylenebilmektedir. Kentlerin ekim merkezi haline dōnūřmesi ile beraber kent planlamalarının ve evresel dūzenlemelerin gōzden geirilmesi gereklilik olacaktır.

KAYNAKÇA

- Akbostanci, E., Türüt-Aşık, S., Tunç, G. I.: “The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve?”, **Energy Policy**, 37(3), 2009, s.861–867.
- Alan Bartley, W., Lee, J., Strazicich, M. C.: “Testing the null of cointegration in the presence of a structural break.”, **Economics Letters**, 73(3), 2001, s.315–323.
- Albayrak, E. N., Gökçe, A.: “Ekonomik Büyüme ve Çevresel Kirlilik İlişkisi: Çevresel Kuznets Eğrisi ve Türkiye Örneği.”, **Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi**, 4(2), 2015, s.279–301.
- Andreoni, J., Levinson, A.: “The simple analytics of the environmental Kuznets curve.”, **Journal of Public Economics**, 80(2), 2001, s.269–286.
- Anoruo, E., Murthy, V. N. R.: “Testing nonlinear inflation convergence for the central African economic and monetary community.”, **International Journal of Economics and Financial Issues**, 2014, 4(1), s.1–7.
- Antweiler, W., Copeland, B. R., Taylor, M. S.: “Is free trade good for the environment?”, **American Economic Review**, 2001, 91(4), s.877–908.
- Apergis, N., Payne, J. E.: “CO2 emissions, energy usage, and output in Central America.”, **Energy Policy**, 2009, 37(8), s.3282–3286.
- Atıcı, C., Kurt, F.: “Türkiye’nin dış ticareti ve çevre kirliliği: çevresel kuznets eğrisi yaklaşımı.”, **Tarım Ekonomisi Dergisi**, 2007, 13(2), s.61–69.
- Bai, J., Perron, P.: “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes.” **Econometrica**, 1998, 66(1), s.47–78.
- Banerjee, P., Arčabić, V., Lee, H.: “Fourier ADL cointegration test to approximate smooth breaks with new evidence from Crude Oil Market.”, **Economic Modelling**, 2017, 67, s.114–124.
- Becker, R., Enders, W., Hurn, S.: “A general test for time dependence in parameters.”, **Journal of Applied Econometrics**, 2004, 19(7), s.899–906.
- Becker, R., Enders, W., Lee, J.: “A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks.”, **Journal of Time Series Analysis**, 2006, 27(3), s.381–409.
- Ben-David, D., Lumsdaine, R. L., Papell, D. H.: “Unit roots, postwar slowdowns and long-run growth: Evidence from two structural breaks.”, **Empirical Economics**, 2003, 28(2), s.303–319.

- Bilgili, F., Koçak, E., Bulut, Ü.: “The dynamic impact of renewable energy consumption on CO2 emissions: A revisited Environmental Kuznets Curve approach.”, **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 2016, 54, s.838–845.
- Bölük, G., Mert, M.: “The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: An ARDL approach.”, **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 2015, 52, s.587–595.
- Çağlar, A. E., Mert, M.: “Türkiye’de Çevresel Kuznets Hipotezi ve Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Karbon Salımı Üzerine Etkisi: Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Yaklaşımı.”, **Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2017, 24(1), s.21–38.
- Charemza, W. W., Deadman, D. F.: “New Directions In Econometric Practice.”, 1992, **Edward Elgar Publishing**
- Christopoulos, D. K., León-Ledesma, M. A.: “Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates.”, **Journal of International Money and Finance**, 2010, 29(6), s.1076–1093.
- Çil, N.: “Durağanlığın Belirlenmesinde KPSS ve ADF Testleri: İMKB Ulusal-100 Endeksi ile Bir Uygulama.”, **İktisat Fakültesi Mecmuası**, 2004, 54(1), s.239-247
- Çil, N.: “CO2 Emission, Energy Consumption, and Economic Growth for Turkey: Evidence from a Cointegration Test With a Structural Break.”, **Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy**, 2014, 9(3), s.229–235.
- Çil, N.: “Finansal Ekonometri.”, 3.bs., 2018, İstanbul, Der Yayınları.
- Cole, M. A.: “Development, trade, and the environment: How robust is the Environmental Kuznets Curve?”, **Environment and Development Economics**, 2003, 8(4), s.557–580.
- Dam, M. M., Karakaya, E., Bulut, Ş.: “Çevresel Kuznets Eğrisi ve Türkiye: Ampirik Bir Analiz.” **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 2013, s.85–96.
- Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., Wheeler, D.: “Confronting the environmental Kuznets curve.”, **Journal of Economic Perspectives**, 2002, 16(1), s.147–168.
- Destek, M. A.: “Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Türkiye İçin İncelenmesi: Stirpat Modelinden Bulgular.”, **C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 2018, 2(19), s.268–283.

- Destek, M. A., Sarkodie, S. A.: "Investigation of environmental Kuznets curve for ecological footprint: The role of energy and financial development.", **Science of the Total Environment**, 2019, 650, s.2483–2489.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A.: "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit Root.", **Journal of the American Statistical Association**, 1979, 74(366), s.427-431.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A.: "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.", **Econometrica**, 1981, 49(4), s.1057–1072.
- Dinda, S.: "Environmental Kuznets Curve hypothesis: A survey.", **Ecological Economics**, 2004, 49(4), s.431–455.
- Enders, W.: "Applied Time Series Econometrics.", 4.bs., 2015, John Wiley & Sons
- Enders, W., Lee, J.: "Testing for a unit root with a nonlinear Fourier function." **In Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings**, 2004, 457, s.1-47
- Enders, W., Lee, J. : "The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests.", **Economics Letters**, 2012a, 117(1), s.196–199.
- Enders, W., Lee, J.: "A unit root test using a fourier series to approximate smooth breaks.", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 2012b, 74(4), s.574–599.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J.: "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing.", **Econometrica**, 1987, 55(2), s.251–276.
- Erdoğan, İ., Türköz, K., Görüş, M. Ş.: "Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Türkiye Ekonomisi İçin Geçerliliği." **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 2015, (44), s.113–123.
- Ertugrul, H. M., Cetin, M., Seker, F., Dogan, E.: "The impact of trade openness on global carbon dioxide emissions: Evidence from the top ten emitters among developing countries.", **Ecological Indicators**, 2016, 67, s.543–555.
- Furuoka, F.: "A new approach to testing unemployment hysteresis." **Empirical Economics**, 2017, 53(3), s.1253–1280.
- Gallant, A. R.: "On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: The fourier flexible form.", **Journal of Econometrics**, 1981, 15(2), s.211-245

- Gallant, A. R.: “The Fourier flexible form.”, **American Journal of Agricultural Economics**, . 1984, 66, s.204–208.
- Gallant, A. R., Souza, G.: “On the asymptotic normality of Fourier flexible form estimates.”, **Journal of Econometrics**, 1991, 50(3), s.329–353.
- Gençay, R., Selçuk, F., Whitcher, B.: “An Introduction to Wavelets and other Filtering Methods in Finance and Economics”, 2002, Academic Pres.
- Göktaş, Ö.: “Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi.”, 2005, Beşir Kitabevi.
- Granger, C. W. J., Newbold, P.: “Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics”, 1974, 2(2), s.111–120.
- Gregory, A. W., Hansen, B. E.: “Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts.”, 1996, **Journal of Econometrics**, 70(1), s.99–126.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B.: “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement.”, 1991, **NBER Working Paper**.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B.: “Economic Growth and the Environment.” **The Journal of Finance**, 1995, The quarterly journal of economics, 110(2), s.353–377.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C.: “Basic Econometrics.”, 5.bs., 2009, McGraw-Hill/Irwin.
- Güriş, B.: “A Flexible Fourier Form Nonlinear Unit Root Test Based on ESTAR Model.”,2017, s.1–12.
- Güriş, S., Akay, E. Ç., Güriş, B.: “R ile TEMEL EKONOMETRİ”, 2020, İstanbul, Der Yayınları.
- Gürsakar, S.: “Finansal Zaman Serileri Analizine Frekans Boyutu Yaklaşımı: Dalgacıklar Yöntemi Ve İMKB’de Bir Uygulama”, 2009, Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa, (Doktora Tezi)
- Halicioğlu, F.: “An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey.”, . 2009, **Energy Policy**, 37(3), s.1156–1164.
- Hall, A.: “Testing for a unit root in time series with pretest data-based model selection.”, 1994, **Journal of Business and Economic Statistics**, 12(4), s.461–470.

- Harbaugh, W. T., Levinson, A., Wilson, D. M.: "Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve.", 2000, **Review of Economics and Statistics**, 84(3), s.541–551.
- Harris, R. ve Sollis, R.: "Applied Time Series — Modelling and Forecasting.", 2003, John Wiley & Sons.
- Hatemi-J, A.: "Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration.", 2008, **Empirical Economics**, 35(3), s.497–505.
- Hu, J. ve Chen, Z.: "A unit root test against globally stationary ESTAR models when local condition is non-stationary.", 2016, **Economics Letters**, s.146, 89–94.
- Jin, T. ve Kim, J.: "Investigating the environmental Kuznets curve for Annex I countries using heterogeneous panel data analysis.", 2020, **Environmental Science and Pollution Research**, 27(9), s.10039–10054
- Johansen, Søren.: "Statistical analysis of cointegration vectors.", 1988, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12(2–3), s.231–254.
- Johansen, Søren ve Juselius, K.: "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money.", 1990, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52(2), s.169–210
- Kapetanios, G.: "Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks.", 2005, **Journal of Time Series Analysis**, 26(1), s.123–133.
- Kapetanios, G., Shin, Y. ve Snell, A.: "Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework.", 2003, **Journal of Econometrics**, 112(2), s.359–379.
- Kasman, A. ve Duman, Y. S.: "CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: A panel data analysis.", 2015, **Economic Modelling**, 44, s.97–103.
- Katircioglu, S., Katircioglu, S.: "Testing the role of fiscal policy in the environmental degradation: the case of Turkey.", 2018, **Environmental Science and Pollution Research**, 25(6), s.5616–5630.
- Katircioğlu, S., Katircioğlu, S.: "Testing the role of urban development in the conventional Environmental Kuznets Curve: evidence from Turkey.", 2018, **Applied Economics Letters**, 25(11), s.741–746.
- Katircioğlu, S. T., Taşpınar, N.: "Testing the moderating role of financial development in an environmental Kuznets curve: Empirical evidence from Turkey.", 2017, **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 68(October 2016), s.572–586.

- Kejriwal, M.: “Cointegration with structural breaks: An application to the Feldstein-Horioka puzzle.”, 2008, **Studies in nonlinear dynamics & econometrics**, 12(1).
- Kennedy, P.: “A Guide to Econometrics”, 6.bs., 2008, Wiley-Blackwell.
- Khan, S. A. R., Zaman, K., Zhang, Y.: “The relationship between energy-resource depletion, climate change, health resources and the environmental Kuznets curve: Evidence from the panel of selected developed countries.”, 2016, **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 62, s.468–477.
- Kim, H. S., Baek, J.: “The Environmental consequences of economic growth revisited.”, 2011, **Economics Bulletin**, 31(2), s.1198–1211.
- Kiran, B., Guris, B.: “Relationship between electricity consumption and GDP in Turkey.”, 2009, **Problems and Perspectives in Management**, 7(1), s.166–171.
- Kılıç, R., Akalın, G.: “Türkiye ’ de Çevre ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki : ARDL Sınır Testi Yaklaşımı Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi.”, 2016, **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, s.49–60.
- Kruse, R.: “A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics.”, 2011, **Statistical Papers**, 52(1), s.71–85.
- Kuznets, S.: “Economic Growth and Income Inequality”, 1955, **American Economic Review**, 49, s. 1-28.
- Lee, C. C., Chien, M. S.: “Structural breaks, tourism development, and economic growth: Evidence from Taiwan.”, 2008, **Mathematics and Computers in Simulation**, 77(4), s.358–368.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C.: “Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks.”, 2003, **Review of Economics and Statistics**, 85(4), s.1082–1089.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C.: “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break.”, 2004, Department of Economics, Appalachian State University, s.1-16.
- Li, S., Ma, Y.: “Urbanization, economic development and environmental change.”, 2014, **Sustainability**, 6(8), s.5143–5161.
- Ludlow, J., Enders, W.: “Estimating non-linear ARMA models using Fourier coefficients.”, 2000, **International Journal of Forecasting**, 16(3), s.333–347.

- Lumsdaine, R. L., Papell, D. H.: “Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis.”, 1997, **Review of Economics and Statistics**, 79(2), s.212–218.
- Maki, D.: “Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks.”, 2012, **Economic Modelling**, 29(5), s.2011–2015.
- Masset, P.: “Analysis of Financial Time-Series Using Fourier and Wavelet Methods.”, 2008, **SSRN Electronic Journal**, (October), s.1–36.
- Narayan, P. K.: “Are nominal exchange rates and price levels co-integrated? New evidence from threshold autoregressive and momentum-threshold autoregressive models.”, 2007, **Economic Record**, 83(260), s.74–85.
- Narayan, P. K., Narayan, S.: “Modelling the impact of oil prices on Vietnam’s stock prices .”, 2010, **Applied Energy**, 87(1), s.356–361.
- Nasir, M., Ur Rehman, F.: “Environmental Kuznets Curve for carbon emissions in Pakistan: An empirical investigation.”, 2011, **Energy Policy**, 39(3), s.1857–1864.
- Nelson, C. R., Plosser, C. R.: “Trends and random walks in macroeconomic time series.”, 1982, **Journal of Monetary Economics**, 10(2), s.139–162.
- Nunes, L. C., Newbold, P., Kuan, C. M.: “Testing for unit roots with breaks: Evidence on the great crash and the unit root hypothesis reconsidered.”, 1997, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 59(4), s.435–448
- Omay, R. E.: “The Relationship between Environment and Income : Regression Spline Approach”, 2013, **International Journal of Energy Economics and Policy**, 3, s.52–61.
- Ozatac, N., Gokmenoglu, K. K., Taspinar, N.: “Testing the EKC hypothesis by considering trade openness, urbanization, and financial development: the case of Turkey.”, 2018, **Environmental Science and Pollution Research**, 24(20), s.16690–16701.
- Ozturk, I., Acaravci, A.: “CO2 emissions, energy consumption and economic growth in Turkey.”, 2010, **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 14(9), s.3220–3225.
- Panayotou, T.: “Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development.”, 1993, **International Labour Organization**.
- Panayotou, T.: “Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool.”, 1997, **Environment and Development Economics**, 2(4), s.465–484.

- Panayotou, T.: “Economic Growth and the Environment.”, 2000, CID Working Paper Series, 56, s.1–114.
- Pata, U. K. : “The effect of urbanization and industrialization on carbon emissions in Turkey: evidence from ARDL bounds testing procedure.”, (2018a). **Environmental Science and Pollution Research**, 25(8), s.7740–7747.
- Pata, U. K.: “Renewable energy consumption, urbanization, financial development, income and CO2 emissions in Turkey: Testing EKC hypothesis with structural breaks.”, 2018b, **Journal of Cleaner Production**, 187, s.770–779.
- Pata, U. K., Yurtkuran, S. : “Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Nüfus Yoğunluğu Ve Finansal Gelişmenin Co2 Salımına Etkisi: Türkiye Örneği.”, 2018, **Uluslararası İktisadi Ve İdari İncelemeler Dergisi**, s.303-318.
- Perron, P.: “The great crash , the oil price shock , and the unit root hypothesis.”, 1989, **Econometrica**, 57(6), s.1361–1401.
- Perron, P.: “International evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables.”, 1997, **Journal of Econometrics**, 80(2), s.355–385.
- Phillips, P. C. B., Hansen, B. E.: “Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes.”, 1990, **Review of Economic Studies**, 57(1), s.99–125.
- Phillips, P. C. B., Perron, P.: “Testing for a Unit Root in Time Series Regression.”, 1988, **Biometrika**, 75(2), s.335-346
- Saatçi, M., Dumrul, Y. (2011). “Çevre Kirliliği Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Çevresel Kuznets Eğrisinin Türk Ekonomisi İçin Yapısal Kırılmalı Eş-Bütünleşme Yöntemiyle Tahmini.”, 2011, **Erciyes Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, s.66–86.
- Saboori, B., Sulaiman, J.: “Environmental degradation, economic growth and energy consumption: Evidence of the environmental Kuznets curve in Malaysia.”, 2013, **Energy Policy**, 60, s.892–905.
- Sarkodie, S. A., Strezov, V.: “A review on Environmental Kuznets Curve hypothesis using bibliometric and meta-analysis.”, 2019, **Science of the Total Environment**, 649, s.128–145.
- Schwert, G. W.: “Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation.”, 1989, **Journal of Business and Economic Statistics**, 20(1), s.5–17.
- Selcuk, M., Gormus, S., Guven, M.: “Do agriculture activities matter for environmental Kuznets curve in the Next Eleven countries?”, 2021, **Environmental Science and Pollution Research**, s.1-11.

- Selden, T. M., Song, D.: “Neoclassical Growth, the J Curve for Abatement, and the Inverted U Curve for Pollution.”, 1995, **Journal of Environmental Economics and Management**, s.162-168.
- Sevüktekin, M., Çınar, M.: “Ekonometrik Zaman Serileri Analizi”, 4.bs., 2014 Bursa, Dora Yayıncılık
- Shafik, N.: “Economic growth and environmental quality: time-series and cross-country evidence”, 1992, (Vol. 904). **World Bank Publications**, s.1-50
- Shahbaz, M., Mahalik, M. K., Shah, S. H., Sato, J. R.: “Time-varying analysis of CO2 emissions, energy consumption, and economic growth nexus: Statistical experience in next 11 countries.”, 2016, **Energy Policy**, 98, s.33–48.
- Shahbaz, M., Ozturk, I., Afza, T., Ali, A.: “Revisiting the environmental Kuznets curve in a global economy.”, 2013, **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 25, s.494–502.
- Shin, Y. “A residual-based test of the null of cointegration in panel data.”, 1994, **Econometrics Theory**, 10(1), s.91–115.
- Sinha, A. ve Shahbaz, M.: “Estimation of Environmental Kuznets Curve for CO2 emission: Role of renewable energy generation in India.”, 2018, **Renewable Energy**, 119, s.703–711.
- Stern, D. I.: “The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve.”, 2004, **World Development**, 32(8), s.1419–1439.
- Stock, J. H., Watson, M. W.: “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems.”, 1993, **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 61(4), s.783–820.
- Sugiawan, Y., Managi, S.: “The environmental Kuznets curve in Indonesia: Exploring the potential of renewable energy.”, 2016, **Energy Policy**, 98, s.187–198.
- Suri, V., Chapman, D.: “Economic growth, trade and energy: Implications for the environmental Kuznets curve.”, 1998, **Ecological Economics**, 25(2), s.195–208.
- Tarı, R. : “Ekonometri”, 6.bs, 2010, Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tatoğlu, F. Y.: “Ekonometri Stata Uygulamalı.”, 2020, İstanbul, Beta Yayınları.

- Tirgil, A., Acar, Y., Ozgur, O.: “Revisiting the environmental Kuznets curve: evidence from Turkey.”, 2021, **Environment, Development and Sustainability**, s.1-20.
- Tsay, R. S.: “Analysis of financial time series. Analysis of Financial Time Series.”, 2005, John Wiley & Sons.
- Tsong, C.-C., Lee, C.-F., Tsai, L.-J., Hu, T.-C.: “The Fourier approximation and testing for the null of cointegration.”, 2016, **Empirical Economics**, 51(3), s.1085–1113.
- Tsurumi, T., Managi, S.: “Decomposition of the environmental Kuznets curve: Scale, technique, and composition effects.”, 2010, **Environmental Economics and Policy Studies**, 11(1), s.19–36.
- Tutulmaz, O.: “Environmental Kuznets Curve time series application for Turkey: Why controversial results exist for similar models?”, 2015, **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 50, s.73–81.
- Verbeek, M.: “A Guide to Modern Econometrics”, 4.bs, 2017, John Wiley & Sons.
- Vogelsang, T. J., Perron, P.: “Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time.”, 1998, **International Economic Review**, 39(4), 1073-1100.
- Williamson, J. G.: “Migration and urbanization.”, 1988, **Handbook of Development Economics**, 1, s.425–465.
- Yandle, B., Bhattarai, M., Vijayaraghavan, M.: “The Environmental Kuznets Curve.”, 2002, **A Primer, PERC Research Study**, 02(01), s.1–38.
- Yılandı, V.: “Petrol Fiyatları İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Fourier Yaklaşımı.”, 2017, **Ekonometri ve İstatistik**, (27), s.51–67.
- Zivot, E., Andrews, D. W. K.: “Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis.”, 1992, **Journal of Business and Economic Statistics**, 10(3), s.251–270.