

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

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**KARBON VERGİSİNİN CO₂ EMİSYONU
ÜZERİNE ETKİSİ: ÇEVRESEL KUZNETS
EĞRİSİ HİPOTEZİ İŞİĞİNDA BİR UYGULAMA**

Nesibe VAROĞLU

2501200153

TEZ DANIŞMANI

Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ

Doç. Dr. Şeref BOZOKLU

İSTANBUL – 2022

ÖZ

KARBON VERGİSİNİN CO₂ EMİSYONU ÜZERİNE ETKİSİ: ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ İŞİĞİNDA BİR UYGULAMA

Nesibe VAROĞLU

Sanayileşme üretim sistemlerinde manuel üretiminden kitlesel üretime doğru büyük bir dönüşümü ortaya çıkarmıştır. Bu büyük dönüşümün etkisiyle üretimde ana girdi olarak kullanılan fosil yakıtların üretim ve tüketimi de artmıştır. Bu aşırı tüketim aşırı karbon salınımlarına dolayısıyla küresel ısınma problemine neden olmuştur. Bu nedenle, iklim değişikliğinin önlenmesine yönelik olarak küresel önlemler alınması ihtiyacı doğmuştur. Bu kapsamda, ülkeler Rio Konferans (1992), Kyoto Protokolü (1997) ve Paris İklim Anlaşması (2015) gibi çeşitli konferanslarla bir araya gelerek soruna çözüm bulmaya çalışmışlardır. Ancak, nihai bir karara varılamamıştır. Küresel ısınmanın önlenmesine yönelik uygulanan en önemli uygulamalardan birisi karbon vergisi uygulamasıdır. Bu vergi Finlandiya, Polonya, İsveç ve Norveç gibi çeşitli ülkelerde uygulanmaktadır. Karbon vergisinin amacı, karbon salınımlarının kontrol altına alınarak küresel ısınma probleminin çözülmesidir.

Bu çalışmada, Norveç'in 1991 yılında uygulamaya başladığı karbon vergisi temel alınmıştır. 1991-2020 yılları arasındaki dönemler için, Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi ışığında, CO₂ emisyonu, kişi başına gelir, bu gelirin karesi ve karbon vergisi gelirlerine ait yıllık veriler incelenmiştir. Logaritmik dönüşümleri yapılan verilerin önce geleneksel birim kök testleri ile, ardından Becker, Enders ve Lee durağanlık testi ile değişkenlerin durağanlıkları tespit edilmiştir. Bu verilerin aynı dereceden durağan olmaması sonucu koentegrasyon ilişkisi Fourier ADL Koentegrasyon testi yaklaşımı ile incelenmiştir. Sonuç olarak, modelde yer alan değişkenler arasında % 5 anlamlılık düzeyinde bir koentegre ilişkinin varlığı bulgusuna rastlanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Birim Kök, Koentegrasyon, Fourier, Çevresel Kuznets Eğrisi

ABSTRACT

THE EFFECT OF THE CARBON TAX ON CO₂ EMISSIONS: AN APPLICATION IN THE LIGHT OF THE ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE

Nesibe VAROGLU

Industrialization has revealed a great transformation in production systems from manual production to mass production. With the effect of this great transformation, the production and consumption of fossil fuels, which are used as the main input in production, have also increased. This excessive consumption has caused excessive carbon emissions and thus the problem of global warming. Therefore, the need to take global measures to prevent climate change has arisen. In this context, countries tried to find a solution to the problem by coming together with various conferences such as the Rio Conference (1992), the Kyoto Protocol (1997) and the Paris Climate Agreement (2015). However, a final decision could not be reached. One of the most important practices applied to prevent global warming is the carbon tax application. This tax is applied in various countries such as Finland, Poland, Sweden and Norway. The purpose of carbon tax is to solve the global warming problem by controlling carbon emissions.

This study is based on the carbon tax that Norway started to implement in 1991. In the light of the Environmental Kuznets Curve hypothesis, annual data on CO₂ emissions, per capita income, the square of this income and carbon tax revenues for the periods between 1991 and 2020 are examined. The stationarity degrees of the logarithmic transformations of the data were determined first with the traditional unit root tests and then with the Becker, Enders and Lee stationarity tests of the logarithmic transformations of the data, the cointegration relationship was examined with the Fourier ADL Cointegration test approach. As a result, it was found that there was a cointegrated relationship between the variables in the model at the 5% significance level.

Keywords: Unit Root, Co-integration, Fourier, Environmental Kuznets Curve

ÖNSÖZ

Tez çalışmam boyunca desteğini en üst seviyelerde hissettiğim değerli danışmanım Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ'a ve değerli tez jüri üyelerim Prof. Dr. Burak GÜRİŞ ile Dr. Öğretim Üyesi Barış Erkan YAZICI'ya ve sevgili aileme en içten teşekkürlerimi sunarım.

Nesibe VAROĞLU

İSTANBUL, 2022

İÇİNDEKİLER

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

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL ZAMAN SERİLERİNDE BİRİM KÖK ANALİZİ

1.1. Durağanlık Kavramı	2
1.1.1. Trend Durağanlık	4
1.1.2. Fark Durağanlık	5
1.2. Geleneksel Birim Kök Testleri	6
1.2.1. Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testi	7
1.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) Birim Kök Testi	8
1.2.3. Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi.....	9
1.2.4. Ng-Perron (1996) Birim Kök Testi	11
1.2.5. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) Birim Kök Testi.....	12
1.3. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Bazı Birim Kök Testleri.....	13
1.3.1. Perron (1989) Birim Kök Testi	14
1.3.2. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi	15
1.3.3. Lumsdaine-Papell (1997) Birim Kök Testi.....	17
1.3.4. Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi.....	18
1.4. Fourier Birim Kök Testleri.....	19
1.4.1. Becker, Enders ve Lee (2006) Fourier Birim Kök Testi.....	20
1.4.2. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier Birim Kök Testi.....	22
1.4.3. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) Fourier Birim Kök Testi.....	25

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL ZAMAN SERİLERİNDE KOENTTEGRASYON TESTLERİ

2.1. Koentegrasyon Kavramı	27
2.2. Geleneksel Koentegrasyon Testleri	28
2.2.1. Durbin-Watson (1983) Koentegrasyon Testi	28
2.2.2. Engle-Granger (1987) Koentegrasyon Testi	29
2.2.3. Johansen (1988) Koentegrasyon Testi	32
2.3. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Koentegrasyon Testleri	35
2.3.1. Gregory-Hansen (1996) Koentegrasyon Testi	35
2.3.2. Narayan-Popp (2010) Koentegrasyon Testi	37
2.3.3. Hatemi-J (2008) Koentegrasyon Testi	38
2.3.4. Maki (2012) Koentegrasyon Testi	40
2.3.5. Sınır (ARDL) Testi (2001)	42
2.4. Fourier Koentegrasyon Testleri	44
2.4.1. Tsong, Lee, Tsai ve Hu (2016) Fourier Koentegrasyon Testi	45
2.4.2. Banerjee, Arcabic ve Lee (2017) Fourier Koentegrasyon Testi	46

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

KARBON VERGİSİ İLE GENİŞLETİLMİŞ ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİ: NORVEÇ ÖRNEĞİ

3.1. Karbon Vergisi	48
3.1.1. Karbon Vergisinin Tarihçesi	48
3.1.2. Karbon Vergisi Uygulayan Bazı Ülkeler	53
3.2. Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi	55
3.3. Uygulama	56
3.3.1. Veri Seti	56
3.3.2. Ekonometrik Analiz	58
SONUÇ	62
KAYNAKÇA	63

ŞEKİLLER LİSTESİ

Grafik 1: Atmosferik CO ₂ Yoğunluğu Artışı Değişimi	51
Grafik 2: Çevresel Kuznets Eğrisi.....	56
Grafik 3: Logaritmik Dönüşümü Sağlanan Verilere İlişkin Grafikler:	57

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 3. 1: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları.....	59
Tablo 3. 2: Becker, Enders ve Lee Fourier Duraganlık Testi Sonuçları.....	59
Tablo 3. 3: Fourier ADL Koentegrasyon Testi Sonuçları.....	60
Tablo 3. 4: Uzun Dönem Modeli Sonuçları	60

KISALTMALAR LİSTESİ

AB	: Avrupa Birliği
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ADF	: Geliştirilmiş Dickey Fuller
ADL	: Otoregresif Modeller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
AR	: Otoregresif Süreç
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
CO₂	: Karbon Dioksit
ÇKE	: Çevresel Kuznets Eğrisi
DF	: Dickey Fuller
DW	: Durbin-Watson
EC	: Hata Düzeltme Katsayısı
ECM	: Hata Düzeltme Modeli
EKK	: En Küçük Kareler
E-G	: Engle-Granger
ESTAR	: Üstel Yumuşak Geçişli Otoregressif Model
GDP	: Kişi Başına Gelir
G-H	: Gregory-Hansen
IID	: Bağımsız ve Özdeş Dağılan
JB	: Jacque-Berra
KPSS	: Kwiatkowski, Phillips, Scmidth ve Shin
LS	: Lee-Strazicich
LSTAR	: Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Model
LM	: Lagrange Çarpanı
LP	: Lumsdaine-Papell
MA	: Hareketli Ortalama Süreci
N-P	: Narayan-Pop
OLS	: En Küçük Kareler
PP	: Phillips-Perron
SIC	: Schwarz Bilgi Kriteri

SSR	: Kalıntı Kareler Toplamı
TI	: Karbon Vergisi Geliri
UECM	: Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli
VAR	: Vektör Otoregresif Süreç
VECM	: Vektör Hata Düzeltme Modeli
ZA	: Zivot-Andrews

GİRİŞ

Bu çalışmanın amacı, dünyada karbon vergisini uygulayan ilk dört ülkeden biri olan Norveç'te genişletilmiş Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi altında, kişi başına gelir, bu gelirin karesi ve karbon vergisi ile karbon emisyonu arasında koentegre ilişkinin varlığının araştırılmasıdır. Analiz, Fourier ADL koentegrasyon testi ile gerçekleştirilmiştir. Ancak, bu analizin öncesinde çalışmanın ilk bölümünde, yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testleri, yapısal kırılmaları dikkate alan kırılmalı birim kök testleri ve fourier birim kök testleri incelenecektir.

Çalışmanın ikinci bölümünde, geleneksel koentegrasyon testleri, yapısal kırılmaları dikkate alan koentegrasyon testleri ve fourier koentegrasyon testleri incelenecektir.

Üçüncü bölümde, karbon vergisinin tarihçesi, ortaya çıkış amacı, ilk uygulayıcısı ülkeler ve uygulama biçimleri anlatılacaktır. Buna ilaveten, Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezinin teorik çerçevesi incelenecektir. Ayrıca, bu tezin araştırma konusu olan Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi değişkenleri ve karbon vergisi değişkeni ile karbon emisyonları arasındaki ilişkinin araştırıldığı ampirik analizin sonuçları paylaşılacaktır.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. DOĞRUSAL ZAMAN SERİLERİNDE BİRİM KÖK ANALİZİ

1.1. Durağanlık Kavramı

Zaman serilerinde serinin durağanlığının belirlenmesi yapılacak testler bakımından önemlidir. Bu bölümde durağanlık kavramı, yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel ve yapısal kırılmaları dikkate alan kırılmalı birim kök testleri ele alınacaktır.

Belirli bir zaman diliminde zaman serisi verileri (y_t) artma ya da azalma eğiliminde değilse, diğer bir ifade ile veriler yatay eksen boyunca dağılıyorsa bu zaman serileri için durağanlık kavramının geçerli olduğu söylenmektedir. Zaman serisinin durağan olmaması ise, bu zaman serisinin belli bir ortalama etrafında dağılmadığını, yani sabit bir varyansa sahip olmadığını ifade etmektedir. Zaman serilerinin ortalaması (1.1), varyansı (1.2) ve otokovaryansı (1.3) aşağıda görülmektedir (Sevüktekin ve Çınar,2014:239-242).

Ortalama;

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

Varyans;

$$\sigma^2 = E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t+k} - \mu)^2] \quad (1.2)$$

Otokovaryans;

$$\theta_s = \text{cov}(y_t, y_{t+s}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+s} - \mu)] \quad s \neq 0 \quad (1.3)$$

Durağanlık zayıf durağanlık ve güçlü durağanlık olarak iki ayrıma tabidir. Sabit bir ortalama ve varyansa sahip bir zaman serisinin kovaryansının iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olduğu olasılıklı sürece zayıf durağan süreç adı verilir (Kızılkaya,2019:4). Diğer bir deyişle, ortalaması ve varyansı zaman göre değişmeyen seriler zayıf durağan serilerdir.

Güçlü durağanlık ise, serinin dağılım biçiminin zaman içerisinde değişmemesi durumu olarak tanımlanabilir (Tıraşoğlu,2017:16). Zayıf durağanlık güçlü durağanlığa göre daha kısıtlı şartlar taşımaktadır. Dolayısıyla, güçlü durağanlık koşullarını sağlamak zayıf durağanlık koşullarını sağlamaya göre daha zor olduğundan zayıf durağanlık koşullarının sağlanması analizleri gerçekleştirebilmek için yeterlidir (Kıran,2014).

Durağanlığın sağlanması doğru ve güvenilir analizler yapabilmek için gerekli bir koşuldur. Aksi halde sahte regresyon problemi ile karşı karşıya kalınabilir. O nedenle, analize geçilmeden önce serinin durağanlığının sınanması, birim köklü olup olmadığının belirlenmesi son derece önemli bir aşamadır (Yerdelen Tatoğlu,2020:4). Birim köklü bir serinin durağanlığının sağlanmadan analize dahil edilmesi etkin ve tutarlı olmayan tahminlerle bizi karşı karşıya bırakacaktır. Bu nedenle, durağan olmayan serilerin de analiz öncesi durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Bir zaman serisinde trendin varlığı söz konusu ise, bu seriyi o trendden arındırmak gerekmektedir. Ancak, bu trendi kaldırmadan önce trendin stokastik trend mi yoksa deterministik trend mi olduğunun tespit edilmesi, sağlıklı bir tahmin ve öngörü için gereklidir. Bir zaman serisinde durağan olmamanın nedeni her zaman bu serinin birim köklü olması olmayabilir. Durağan olmamanın nedeni deterministik trendden kaynaklı da olabilir. Deterministik trende sahip bir serinin farkı alındığı takdirde, bu seri durağanlaştırılsa da MA(1) yapısı modele dahil edecektir ve böyle bir model tahmin edilebilir olmayacaktır. Öte yandan, stokastik trende sahip bir serinin de deterministik trendden arındırılması, pek tabi durağan olmama problemine bir çözüm olmayacağı gibi, birim kökün söz konusu olduğu bu modelde fark almamak etkinlik kaybı yaratacaktır (Çil Yavuz, 2015:285,286).

1.1.1. Trend Durağanlık

Zaman serilerinde durağanlık söz konusu değilse, bunun nedenlerinden biri, serinin deterministik trende sahip olmasıdır. Bu durumda iki farklı yöntemle seri durağan hale getirilebilir. İlk yöntemde, durağan olmayan zaman serisi için kurulacak regresyon denkleminde, seri trend üzerine regrese edilmekte ve elde edilen artıklar kullanılarak gerekli analizler yapılmaktadır. İkinci yöntemde ise, zaman serisi modeline trend regresör olarak eklenerek analizler yapılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar,2014:244).

Deterministik trend modeli şu şekilde gösterilebilir;

$$y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (1.4)$$

$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ sıfır ortalama ve sabit bir varyansla özdeş dağılan rassal değişkenler dizisini göstermektedir. Burada bağımlı değişken, deterministik trend ve normal dağılıma sahip hata teriminin doğrusal bir fonksiyonudur. Denklem (1.4)'ün beklenen değeri alınır.

$$E(y_t) = E(\mu + \beta t + \varepsilon_t) \quad E(\varepsilon_t) = 0 \quad (1.5)$$

$$E(y_t) = \mu + \beta t \quad (1.6)$$

y_t 'nin koşulsuz ortalamasını ifade eden yukarıdaki (1.6) denkleminde, y_t 'nin koşulsuz ortalaması zamana bağlı olduğu için durağan olmayan bir süreç söz konusudur. Trendden sapmalar, denklem (1.7)'de görüldüğü biçimde gösterilebilir.

$$y_t - (\mu + \beta t) = \varepsilon_t \quad (1.7)$$

Deterministik trend modelinin varyansı;

$$\text{Var}(y_t) = E(y_t - E(y_t))^2 = E(y_t - (\mu + \beta_t))^2 = E(\varepsilon)^2 \quad (1.8)$$

Burada y_t 'nin varyansının zamandan bağımsız olduğu görülmektedir.

Deterministik trend modelinin otokovaryansı;

$$\text{Cov}(y_t) = E[y_t - (\mu + \beta_t)] [y_{t-j} - (\mu + \beta_{t-j})] \quad (1.9)$$

$$\text{Cov}(y_t) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j})^2 = 0$$

y_t 'nin otokovaryansının da zamandan bağımsız olduğu denklem (1.9)'da görülmektedir (Çil Yavuz, 2015: 288-289).

1.1.2. Fark Durağanlık

Zaman serilerinde durağanlık söz konusu değilse, bunun nedenlerinden bir diğeri ise, bu serinin stokastik trend olarak ifade edilen rassal yürüyüş sürecine sahip olmasıdır. Durağanlığın geçerli olmadığı bir zaman serisinde deterministik trende rastlanmıyorsa, bu zaman serisinde stokastik trendin olması muhtemeldir. Bu durağan dışılık serinin stokastik trend yapısından arındırılması fark alma işlemi uygulanması ile ortadan kaldırılabilir (Sevüktekin ve Çınar, 2014:242).

Rassal Yürüyüş Serisi $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ iken, y_{t-1} stokastik trendi ifade etmektedir.

$$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$$

Serinin her iki tarafının birinci farkı alınırsa, zaman serisi aşağıdaki (1.10) gibi durağan hale getirilebilmektedir.

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

$$\Delta y_t = \varepsilon_t$$

1.2. Geleneksel Birim Kök Testleri

Geleneksel ekonometride serilerin durağanlığı varsayımı temel bir varsayım iken, bu varsayım Nelson ve Plosser (1982)'in makroekonomik zaman serilerinin neredeyse tamamının aslında durağan olmadığını ortaya koymaları ile geçerliliğini yitirmiştir (Çil Yavuz, 2015:283).

Bir zaman serisi ortalamaya yaklaşıyorsa bu seri durağandır ve bu serinin durağan olması o serinin tahminlerinin de ortalamaya yaklaşması anlamına gelmektedir. Durağan bir serinin özellikleri;

- Sabit uzun dönem ortalama civarındaki dalgalanmalar ortalama olarak eski haline döner.

- Zamanla değişmeyen sonlu bir varyansa sahiptir.

- Gecikme uzunlukları arttıkça teorik otokorelasyonlar azalma eğilimindedir.

Bir seri ortalamadan uzaklaşıyorsa bu serinin durağan olmadığı, yani serinin birim köke sahip olduğu söylenir. Durağan olmayan bir seri ise şu özellikleri gösterir;

- Seriye ortalamaya yönlendirecek bir uzun dönemli ortalama söz konusu değildir.

- Varyans zamandan bağımsız olarak hareket etmektedir ve zamanla birlikte artış seyrindedir.

- Teorik otokorelasyonlar azalarak sönme eğiliminde değildir (Sevüktekin ve Çınar, 2014:317).

Bir serinin durağan olup olmaması temel bir meseledir. O nedenle, bir araştırma yapılmadan önce durağanlık testleri ile bu serinin durağan bir seri mi yoksa birim köklü bir seri mi olduğu tespit edilmelidir.

Durağanlık testleri birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır. Çünkü bu testlerdeki temel hipotez veya alternatif hipotez, zaman serisinin bir birim kök içerip içermediği üzerine kurulmaktadır. Bu bağlamda, birim kök testleri yalnızca birim köklerin varlığını test etmektedir (Kocenda ve Cerny, 2015:65).

Bu kısımda, serilerin durağan olup olmadığını test eden, geleneksel birim kök testleri ele alınmaktadır.

1.2.1. Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testi

Hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyanslı olması varsayımına dayalı olarak 1979 yılında Dickey ve Fuller (DF) tarafından geliştirilmiş bir testtir. Denklem (1.11)'de görülen modelde pür rassal yürüyüş modelini ifade eden AR(1) modeline dayalıdır. Bu nedenle, bu modelde tek bir birim kökün varlığı söz konusudur (Güriş, Akay, Güriş, 2020:170). Dolayısıyla, DF birim kök testi, fark alma işlemi sonrasında ortadan kaldırılabilir, tek bir birim kökün varlığı durumunda kullanılabilir.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID} (0, \sigma^2) \quad (1.11)$$

Burada $y_0=0$, ρ gerçek bir sayıdır ve ε_t , ortalama sıfır ve varyans σ^2 olan bağımsız normal rastgele değişkenlerin bir dizisini göstermektedir (Dickey ve Fuller, 1979). Fark alma işlemi ise modelin her iki tarafının birinci derece farkının alınması ile mümkün olabilmektedir. Bu suretle, model birim kökten arındırılmış olmaktadır.

y zaman serisi, $|\rho| < 1$ ise durağan bir zaman serisine yakınsar. $|\rho| = 1$ ise, zaman serisi durağan değildir ve y'nin varyansı $t\sigma^2$ 'dir. $\rho = 1$ 'e bazen rassal yürüyüş denir. $|\rho| > 1$ ise, zaman serisi durağan değildir ve t arttıkça zaman serisinin varyansı da üstel olarak artmaktadır (Dickey ve Fuller, 1979). Bu bağlamda, Dickey fuller birim kök testi ρ parametresinin birden küçük olup olmadığını testine dayanmaktadır (Çil Yavuz, 2015:295).

Modelde temel hipotezi ($H_0 : \rho = 1$) reddedilemiyorsa seride birim kökün varlığından söz edilir. Daha önce de ifade edildiği gibi, bu durum serinin ortalamasının ve varyansının sabit olmadığını göstermektedir. Modelde alternatif hipotez ($H_1: \rho < 1$)

reddedilemiyorsa serinin durağan olduğundan bahsedilir ki, bu durumda da serinin ortalamasının ve varyansının zamana göre değişmediği anlaşılmaktadır (Kocenda ve Cerny, 2015:66).

DF test istatistiğinin hesaplanmasında üç tür denklem kullanılmaktadır. İlk denklem sabit ve trendi barındırmayan bir denklem (1.10) iken, ikinci denklem (1.11) sabitin yer aldığı ancak trendin yer almadığı denklemi (1.12), üçüncü denklem ise hem sabitin hem de trendin bulunduğu denklemi ifade etmektedir (Dickey ve Fuller, 1979).

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

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.11)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

Bu denklemlerde μ sayısı sabit parametreyi gösterirken, β_t ise trendi göstermektedir. DF birim kök testi birçok birim kök testine temel teşkil etmesi bakımından önemlidir. Öte yandan, geliştirilen ilk testlerden itibaren düşük güç ve boyut bozulmaları gibi problemler yaşanmıştır. Bu bağlamda, geliştirilen her test bir önceki testin noksanlığının giderilemeye çalışılmasıyla durağanlık analizinde gelişim sağlamıştır.

1.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) Birim Kök Testi

DF birim kök testi, hata terimlerinin arasında korelasyon olmadığı ve zaman serisinin birinci dereceden otoregresif AR(1) olması varsayımlarına dayalı olarak kurulmuştur. Oysa serinin daha yüksek mertebeden otoregresif AR(p) bir sürece sahip olması veya ARMA(p,q) süreci ile üretilmiş olması halinde, yukarıdaki (1.10), (1.11) ve (1.12) denklemlerinden elde edilen artıklar rassal yürüyüş (beyaz gürültü) süreci olmayacak ve hata terimleri arasında otokorelasyon mevcut olacaktır (Kocenda ve

Cerny, 2015:68-69). Otokorelasyonlu hata terimleri ise, ε_t 'nin saf hata terimi olduğu varsayımına dayanılarak kullanılan DF dağılımlarını geçersiz hale getirecektir (Çil Yavuz,2015:298).

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi, hata terimlerinin korelasyonsuz olduğunu varsayan DF testinin bu noksanlığının giderilmesi amacıyla yine Dickey-Fuller tarafından geliştirilmiştir. DF söz konusu noksanlığı ortadan kaldırmak için bağımlı değişkenin (Δy_t) gecikmeli değerlerini denkleme ilave etmiştir (Gujarati,2004:817). ADF denklemleri de yine DF denklemleri gibi, sabitsiz ve trendsiz (1.13), sabitli ve trendsiz (1.14) ile sabitli ve trendli (1.15) denklemler olarak en dar kapsamdan en geniş kapsama doğru aşağıda gösterilmektedir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_i^k \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.13)$$

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_i^k \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.14)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_i^k \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.15)$$

Modelde gecikme sayısının tespiti önemlidir. Gecikmenin olması gerekenden yüksek belirlenmesi testin gücünü azaltacak, olması gerekenden düşük belirlenmesi ise modeldeki otokorelasyon sorununu tam olarak düzeltmeyeceği için test sapmalı bir sonuç verecektir. Bu nedenle, uygun gecikme uzunluklarını seçerken AIC ve SIC bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır (Güriş vd,2020:174). Bu bilgi kriterleri otoregresif gecikmenin derecesini belirlerken fonksiyonel biçimdeki gecikmelerin sayısını cimrilik prensibine dayanarak mümkün olduğunca minimize etmeye çalışmaktadır. Öte yandan, modelde kullanılan istatistik değerleri tau (τ) istatistiği olarak adlandırılmaktadır (Sevüktekin ve Çınar,2014:337).

1.2.3. Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi

ADF testi ile DF testinde hata terimleri arasında korelasyon olmadığı varsayımı modele gecikmeli fark terimleri dahil edilerek giderilmiştir. Phillips-Perron (PP) birim

kök testinde ise, hata terimleri arasındaki korelasyon gecikmeli fark terimleri modele eklenmeden parametrik olmayan istatistiksel yöntemler kullanılarak düzeltilmektedir (Gujarati,2004:818).

PP (1988), DF birim kök testinde değişikliğe giderek hata terimleri arasında zayıf bir bağımlılığa ve hataların heterojen dağılımına izin veren bir modifikasyonu önermiştir (Kocenda ve Cerny, 2015:73). ADF denklemlerinde yaratılan bu değişiklik regresyon eşitliklerinde yapılan bir değişiklik olmayıp yalnızca test istatistiklerinde yapılan bir değişikliktir (Phillips ve Perron, 1988:335-346). PP test istatistiğinin kritik değerlerinde ise bir değişiklik yoktur. DF ile aynıdır. Hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa izin verildiğinden hata sürecinin PP test istatistiklerinde sınırlayıcılığı daha az olmaktadır (Çil Yavuz,2015:304).

PP denklemleri şu şekilde gösterilebilir;

y_t serisi ($t=1,2,...,T$) iken,

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.16)$$

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.17)$$

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \beta(t - T/2) + \varepsilon_t \quad (1.18)$$

Burada, ε_t saf hata sürecini, T gözlem sayısını ifade etmektedir. Birim kök ise $1/\phi$ ile elde edilebilmektedir. Bu değer 1 olması modelde birim kökün olduğunu gösterecektir. Fuller (1976) $\hat{\phi}$, ϕ 'nin $T-1$ serbestlik derecesinde olağan en küçük kareler tahmincisi iken, $T(\hat{\phi}-1)$ bir dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Burada $T(\hat{\phi}-1)$, PP testi için temel teşkil etmektedir. PP test istatistikleri Z_a ve Z_T ile gösterilmektedir ve elde edilme şekli aşağıda yer almaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014:378-379).

PP testi için kullanılacak temel formül;

$$Z_a = T(\hat{\phi}-1) - CF$$

Formülde yer alan düzeltme faktörünün (CF) hesaplanması;

$$CF = \frac{0.5 (s_{Tl}^2 - s_{\varepsilon}^2)}{\sum_{t=2}^T (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1}) / T^2}$$

Formüldeki varyansın tutarlı tahmincisi ise;

$$s_{\varepsilon}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$$

Uzun dönem varyansın tutarlı tahmincisi;

$$s_{Tl}^2 = s_{\varepsilon}^2 + 2 \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} / T$$

$$w_{sl} = 1-s / (l+1)$$

$$\bar{Y}_{-1} = \sum_{t=2}^T Y_t / (T - 1)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t + \hat{\varphi}_1 Y_{t-1} \quad (1.19)$$

Nihai olarak t-istatistiğinin dönüştürülmüş hali Denklem (1.19) gibi elde edilir.

1.2.4. Ng-Perron (1996) Birim Kök Testi

Ng-Perron (1996) birim kök testinin ortaya çıkışındaki temel nokta, PP (1988) birim kök testinde ortaya çıkan boyut bozulmalarına çözüm üretmektir. PP testinde hata sürecinin kökü birim çembere yaklaştıkça, diğer bir ifade ile serilerde negatif hareketli ortalama durumunu bulunması halinde, birçok birim kök testinin boyutlarının bozulduğu gözlemlenmiştir (Ng ve Perron, 1996:435-463). Bu boyut bozulmaları DF birim kök testlerinde çok fazla bir probleme neden olmasa da ihmal de edilememektedir. Ng-Perron testi, PP testlerinin yanı sıra AIC ve SIC bilgi kriterlerinde de düzeltmeye gitmiştir. Modele dahil edilen bu bilgi kriterleri uygun gecikme sayısının tespitinde önem arz etmektedir ve minimum değerleri almaları beklenir. PP test istatistiğinden yola çıkılarak elde edilen Ng-Perron test istatistikleri MZ_a , MZ_T , MSB ve MPT ile sembolize edilmektedir. Modifiye edilmiş test

istatistiklerinin hesaplamaları denklem (1.20), (1.21), (1.22) ve (1.23)'de görülmektedir (Ng ve Perron,2001:1519-1554).

PP testinde Z_a 'da yapılacak bir modifikasyon ile MZ_a elde edilmektedir. Burada modifikasyon faktörü $(T/2)(\hat{\varphi} - 1)^2$ 'dir (Sevüktekin ve Çınar, 2014:381-382).

$$MZ_a = Z_a + (T/2)(\hat{\varphi} - 1)^2 \quad (1.20)$$

MSB testi alternatif hipotez altında sıfıra doğru yaklaşmaktadır. Bu testin alt sınırı sıfıra eşittir ve MSB değeri kritik değerlerden daha küçük ise serinin durağan bir seri olduğu söylenir.

$$MSB = (T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} \quad (1.21)$$

$$Z_t = MSB.Z_a$$

Buradan hareketle, $MZ_T = MSB * MZ_a$ 'dan yola çıkılarak aşağıdaki denklem elde edilir.

$$MZ_t = Z_t + (1/2) (T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / s^2)^{1/2} (\hat{\varphi} - 1)^2 \quad (1.22)$$

Seri hem sabit terimli hem de trend eğilimi olan bir seri ise;

$$MPT = [\bar{c} T^{-2} \sum_{t=1}^T \bar{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \bar{y}_T^2] / s_{AR}^2 \quad (1.23)$$

1.2.5. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) Birim Kök Testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) tarafından (1992) ortaya atılmıştır. Çalışmalarında, standart birim kök testlerinin birim köklü boş hipotezi reddetmede başarısız olduğunu, temel hipoteze karşın güçlü bir kanıt bulunmadığı sürece temel hipotezin kabul edileceğini ileri sürmüşlerdir. Bu testin teknik yaklaşımı

DF testinden tamamen farklı olsa da, temel fark temel hipotezin ve alternatif hipotezin yer deřiřtirmesinde görülmelidir. KPSS testi ile temel hipotezi, zaman serisinin bir birim kökün varlıęının alternatif hipoteze karřı duraęan olduęunu iddia eder. Duraęanlık sorununa ADF testinin tersine yaklařılır. Bu yaklařım, ADF testinin düşük test gücü sorununa yanıt verir. ADF testi ile tipik olarak duraęan olmayan birim köklü serisi, KPSS testi kullanılarak doęru bir řekilde duraęan bulunabilir. Ancak, bu kati bir kural deęildir. Bu nedenle, her iki testin yapılmasında da yarar bulunmaktadır. KPSS test yaklařımında kullanılan temel denklem ařaęıda (1.24) verilmektedir (Kocenda ve Cerny, 2015:73).

$$y_t = \alpha_t + \beta_t + \varepsilon_t \quad (1.24)$$

Burada β_t deterministik trendi, α_t rassal yürüyüşü ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. Hatalar normal daęılmaktadır $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. Ortalamada duraęanlık kontrol edilmek amaçlanıyorsa, β_t terimi denklemin dıřına atılır.

KPSS test istatistięi denklem (1.25)'de görüldüęü gibi hesaplanmaktadır (Kwiatkowski, 1992:159-178).

$$\text{KPSS} = T^{-2} \frac{1}{s^2(l)} \sum_{t=1}^T s_t^2 \quad (1.25)$$

1.3. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Bazı Birim Kök Testleri

Ülkelerin iç dinamiklerinden ya da dış faktörlerden kaynaklı olarak çeřitli zamanlarda serilerde ařaęı ya da yukarı yönlü ani hareketler meydana gelmektedir. Bu keskin iniř ve çıkışlar serilerin duraęan yapılarını bozmakta, serileri birim köklü hale getirmektedir. Perron (1989) bu gibi yapısal kırılma durumlarında, zaman serileri için yapılan analizlerin yapısal kırılmaları dikkate almayan birim kök testleri ile yapılması

halinde elde edilen sonuçlarda önemli bir ortalamada sapmalar olabileceğini ileri sürmüştür. Buradan hareketle, yapısal kırılmayı dikkate alan bir test geliştirmiştir.

1.3.1. Perron (1989) Birim Kök Testi

Nelson ve Plosser (1982) çalışmalarında ADF birim kök testine tabi tuttıkları 14 zaman serisinin birçoğunun durağan olmadığı bulgusuna ulaşmışlardır. Bundan yola çıkarak, Perron (1989) çalışmasında bu hususu irdelemiş, yukarıda da değinildiği gibi, kalıcı şokları ifade eden yapısal kırılmanın mevcut olduğu serilerde, bu kırılmalar dikkate alınmazsa, durağan serilerin birim köklü olarak belirlenmesi neticesinde yanlış bulgulara ulaşılabileceğini göstermiştir.

Perron (1989) zaman serilerinin büyük bölümünün birim kök ile karakterize edilemeyeceğini, zamana bağlı olarak gelişen yapısal değişimlerin göz ardı edilmemesi durumunda birim köklü çıkan birçok serinin aslında durağan bir yapıda çıkabileceğini öne sürerek yapısal kırılmaları dikkate alan yeni bir birim kök testi geliştirmiştir (Yılancı,2009:324-335).

Perron (1989) söz konusu çalışmasında, DF denkleminde yola çıkarak, H_0 hipotezi altında dışsal yapısal kırılmayı içeren üç model önermektedir. Bu modellerden ilki, seride yalnızca ortalamada (1.26), bir diğeri, serinin yalnızca eğimde (1.27), üçüncüsünde ise seride hem ortalamada hem de eğimde (1.28) yapısal kırılma içermektedir. Temel hipotez serinin birim köklü olduğunu, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Temel hipotez altında söz konusu modeller;

$$y_t = \mu + y_{t-1} + dD(T_B)_t + \varepsilon_t \quad (1.26)$$

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t \quad (1.27)$$

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t \quad (1.28)$$

şeklinde gösterilir. Burada T_B yapısal kırılmanın tarihini, $D(T_B)_t$ serinin ortalamasındaki değişimi, DU_t trendde değişimi gösteren gölge değişkenleri göstermektedir.

Yukarıdaki denklemlerde gölge değişkenleri $t = T_B + 1$ ise $D(T_B)_t = 1$ eşitliği geçerli iken aksi halde 0 olarak tanımlanır. $DU_t = t > T_B$ ise 1, değilse 0 olarak tanımlanır.

Alternatif hipotez altında modeller;

$$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t \quad (1.29)$$

$$y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT^*_t + \varepsilon_t \quad (1.30)$$

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + \varepsilon_t \quad (1.31)$$

Burada, $DT^*_t = t - T_B$ ve $DT_t = t$ ise $t > T_B$ iken aksi durumlarda 0 değerini alır.

Denklem (1.26), “crash model” olarak adlandırılır ve temel hipotezi kırılma anında bir değerini alan gölge değişken ile alternatif hipoteze karşı test edilir.

Denklem (1.27) ise “changing growth model” olarak adlandırılmaktadır. Alternatif hipotez altında, trendde bir kerelik bir değişikliğe izin verir.

1.3.2. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (ZA) (1992) birim kök testi, Perron (1989) tarafından yapılan trend kırılma tarihlerinin keyfi seçimini sorgulamıştır. Kırılma noktasının dışsal olarak belirlenmesinden ziyade, içsel olarak belirlenmesinin daha doğru olacağını savunmuşlardır. Buradan hareketle, kırılma noktasının dışsal olarak tahmin edildiği PP birim kök testinde bir değişiklik önermişlerdir (Kocenda ve Cerny, 2015:81). ZA içsel kırılmalı olarak geliştirdikleri bu modellerini Perron (1989)’un modelinin üzerine kurmuşlardır.

Zivot ve Andrews (1992)'de yine Perron (1989) gibi üç model üzerine teorilerini inşa etmişlerdir. Her üç model için de temel hipotez (1.32) aynıdır.

$$H_0 : y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.32)$$

Alternatif hipotez, ortalamada (1.33), trendde (1.34) veya hem eğim hem de ortalamada (1.35) bir kerelik yapısal kırılmayı içermektedir. Bilinmeyen bir zamanda meydana gelen kırılmanın, alternatif hipoteze en büyük ağırlığı veren tarihi vereceği tahmin edilmektedir (Kocenda ve Cerny, 2015:81).

Söz konusu denklemler;

$$y_t = \mu + \beta T + \alpha y_{t-1} + \theta DU_t(\lambda) + \sum \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.33)$$

$$y_t = \mu + \beta T + \alpha y_{t-1} + \gamma DT_t(\lambda) + \sum \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.34)$$

$$y_t = \mu + \beta T + \alpha y_{t-1} + \theta DU_t(\lambda) + \gamma DT_t(\lambda) + \sum \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.35)$$

Burada Perron (1989) denklemlerinde yer alan kırılma tarihi T_B şu şekilde tanımlanarak denklemlere entegre edilmiştir;

$$\lambda = T_B/T$$

Hata teriminin otokorelasyonsuz olması için denklemlere Δy_{t-i} eklenmiştir. DT_t ve DU_t ise gölge değişkenleri ifade etmektedir. $DU_t(\lambda)$, $t > T\lambda$ ise 1 ve aksi takdirde 0 değerini alacaktır ve $DT_t(\lambda) = t - T\lambda$ eşitliği söz konusu ise $DT_t(\lambda)$, $t > T\lambda$, aksi takdirde 0 değerini alacaktır. DU ortalamada meydana gelecek yapısal değişmeyi temsilen, DT ise eğimde gerçekleşecek olan yapısal değişmeyi temsilen denklemlere eklenmiş gölge değişkenlerdir.

Modelde ilk olarak üçüncü denklem tahmin edilerek çözüme başlanmakta ve durağan olmamanın kırılmalara bağlı olup olmadığı test edilmektedir. Gölge değişkenlerin parametrelerinin anlamlılıklarına göre en uygun model seçilmektedir.

Her iki gölge değişkene ait parametre de istatistiksel açıdan anlamlı ise model (1.35), sadece DU gölge değişkeni anlamlı ise model (1.33), sadece DT gölge değişkeni istatistiksel olarak anlamlı ise model (1.34)'ün tahmini uygun olacaktır. Öte yandan, her üç modelden hangisinin daha güçlü bir model olduğu konusunda net bir görüş birliği yoktur. Ancak, Model (1.33) ve Model (1.35) uygulamalarda daha çok kullanılmaktadır (Çil Yavuz,2015:313). Birim köke karar verirken, t-istatistik değerinin kritik değerlerden büyük olması durumunda serinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Güriş,2020:186).

ZA (1992) birim kök testinin işleyiş süreci ise şu şekilde olmaktadır. Seride yer alan her bir nokta potansiyel bir kırılma noktası olarak kabul edilir. Bu noktalar için ayrı ayrı regresyon süreci işletilir ve nihai olarak bu noktalar arasından t-istatistiğini minimize eden nokta, yapısal kırılma tarihini veren nokta olarak belirlenir. Öte yandan ZA (1992) serinin başlangıcındaki ve sonundaki noktaların analize dahil edilmemesi gerektiğini belirtmişlerdir. Aksi halde, t-istatistiğinin asimptotik dağılımı sonsuza yönelecektir (Aksu,2014:393; Avcı,2015:65).

1.3.3. Lumsdaine-Papell (1997) Birim Kök Testi

Lumsdaine-Papell (LP) (1997) seride birden fazla kırılma olduğu takdirde ZA (1992)'in tek kırılmaya izin veren birim kök testinin uygulanması durumunda, seride bilgi kaybı olacağını ileri sürmüşlerdir. Buradan hareketle, farklı bilinmeyen tarihlerde iki kırılmaya izin veren bir birim kök testi geliştirmişlerdir.

ZA (1992) denklemleri genişletilerek denklem (1.36), denklem (1.37) ve denklem (1.38) oluşturulmuştur. Denklem (1.36) ortalamada iki kırılmaya, denklem (1.38) trendde iki kırılmaya izin vermekte iken, denklem (1.37) ise ortalamada iki, trendde bir kırılmaya izin vermektedir (Yılancı,2009:324-335).

LP denklemleri;

$$y_t = \mu + \beta T + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \sum_{j=1}^k \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.36)$$

$$y_t = \mu + \beta T + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \sum_{j=1}^k \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.37)$$

$$y_t = \mu + \beta T + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{j=1}^k \rho_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.38)$$

Denklemlerde yer alan DU ortalamada meydana gelebilecek olan kırılmaları temsil ederken, DT eğimde meydana gelebilecek olan kırılmaları temsilen denkleme ilave edilen gölge değişkenlerdir. $DU1_t$, $t > T_{B1}$ ise 1 ve aksi takdirde 0 değerini, $DU2_t$, $t > T_{B2}$ ise 1 ve aksi takdirde 0 değerini alacaktır. $DT1_t$, $t > T_{B1}$ ise $t - T_{B1}$ aksi takdirde 0 değerini, $DT2_t$, $t > T_{B2}$ ise $t - T_{B2}$ aksi takdirde 0 değerini alacaktır (Lumsdaine ve Papell, 1997:212-218).

LP (1997) birim kök testinin işleyiş süreci ise şu şekilde olmaktadır. Modeller tüm olası kırılma çiftleri için (T_{B1} ve T_{B2}) tahmin edilir. Kırılma tarihleri olarak α 'nın t-istatistiğini minimum yapan değerler tespit edilir. y_t serisinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez, y_t serisinin trend fonksiyonunda iki farklı noktada gerçekleşen kırılma ile trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı sınanır. α 'nın t-istatistiği ilgili kritik değerlerden büyük olduğu takdirde temel hipotez reddedilerek serinin iki kırılma ile trend durağan olduğu sonucuna varılır (Çil Yavuz, 2015:315).

1.3.4. Lee-Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Lee-Strazicich (LS) (2003, 2004), ZA birim kök testinde temel hipotezin yapısal kırılma olmaksızın birim kökün varlığını kabul etmesi varsayımının doğru olmadığını öne sürmüşlerdir. Ayrıca, temel hipotez altında bir yapısal kırılma olduğu takdirde iki istenilmeyen sonuç ile karşılaşılabilceğini ileri sürmüşlerdir. İlk olarak, ZA birim kök testinin kırılma noktaları büyüdükçe seride boyut bozulmaları

artmaktadır. Bu halde, birim köklü bir seri, durağan bir seri olarak çıkma eğilimi taşımaktadır. İkinci mesele ise, ZA birim kök testinin kırılma tarihlerini yanlış hesaplama ihtimalinin olmasıdır (Yıldırım ve Yıldırım,2012:229; Açıcı,2015:65). Bu noktadan yola çıkarak, Lee-Strazicich (2003,2004,2013), içsel tek ve iki kırılmayı esas alan, ortalamada ve eğimde kırılmaya dayanan, kırılma noktasının bilinmediği bir LM tipi test geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu testte temel hipotez yalnızca birim kökün varlığını değil, yapısal kırılma durumunda birim kökün varlığını göstermektedir. Alternatif hipotez ise, yapısal kırılma durumunda serinin durağan olduğunu göstermektedir (Lee ve Strazicich,2003:1082-1089).

LS (2003,2004) çalışmalarında geliştirdikleri LM tipi test ile yukarıda bahse konu problemleri çözmeyi amaçlamışlardır. Geliştirilen bu testin uygulanması için model oluşturma süreci;

$$y_t = \delta Z_t + e_t \quad (1.39)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.40)$$

Dışsal değişkenler faktörünü ifade eden Z_t uygulanacak olan testin tek kırılmalı ya da iki kırılmalı olmasına göre değişiklik göstermektedir. İki kırılmalı test uygulanacaksa ve ortalamada kırılma test edilecekse $Z_t = (1, t, D_{1t}, D_{2t})$ iken, ortalamada ve eğimde kırılma test edilecekse $Z_t = (1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t})$ kullanılmaktadır. Tek kırılmalı test uygulanacaksa ve ortalamada kırılma inceleniyorsa $Z_t = (1, t, D_t)$, hem ortalamada hem de eğimde kırılma inceleniyorsa $Z_t = (1, t, D_t, DT_t)$) olmaktadır. İki kırılmalı testte t , kırılma tarihinden (T_B) büyük veya eşit olması durumunda D_t 1'e eşit, t , kırılma tarihinden (T_B) küçükse D_t 0 değerini almaktadır. Tek kırılmalı testte t , kırılma tarihinden (T_B) büyük veya eşit olması durumunda DT_t t ile kırılma tarihi (T_B) arasındaki farka eşit olurken, t kırılma tarihinden (T_B) küçükse 0 değerini almaktadır (Güriş vd.,2020,190).

1.4. Fourier Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde yapısal kırılma sayısı ve zamanı biliniyorsa ve bu kırılmaların etkileri ani şoklara neden oluyorsa doğrusal zaman serileri için yapısal kırılmalı birim kök testlerinden doğru sonuçlar elde edilirken, kırılmaların keskin olmayıp yumuşak geçişli olduğu durumlarda bu testlerin güvenilirliği kaybolur. Bu durumlarda, doğrusal olmayan birim kök testleri daha güvenilir sonuçlar sağlamaktadır. Ancak, kırılmaların yapısı ve sayısı önceden tespit edilemiyorsa, bahsi geçen bu testler durağanlık sınamalarında gücünü yitirmektedir. Bu doğrultuda, kırılma sayısı ve yapısının önceden tespitinin mümkün olmadığı durumlar için fourier birim kök testleri geliştirilmiştir (Canpolat, 2017:58).

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

Birim kök veya durağanlık testlerinde yapısal kırılma tarihinin ve sayısının tespiti her zaman mümkün olabilen bir durum değildir. Dolayısıyla, yapısal kırılmaların yapısının yanlış belirlenmesi halinde durağanlık ve birim kök testleri geçerliliğini yitirecektir. Bu problemi ortadan kaldırmak için Becker, Enders ve Lee (2006) belirli kırılma tarihleri, kırılma sayısı ve kırılmaların biçiminin belirlenmesi yerine, tahmin denklemine uygun bir frekans bileşeni dahil ederek yeni bir test geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu test, keskin kırılmaları tespit edebilme gücünün yanında kademeli kırılmaları da tespit edecek biçimde tasarlanmıştır. Yapısal kırılmalar yumuşak geçişli olması halinde bu test fourier olmayan testlere nazaran daha güçlüdür.

Becker vd. (2006) veri yaratma süreci;

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (1.41)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (1.42)$$

Denklem (1.41)'de yer alan ε_t durağan hataları temsil ederken, $u_t \sigma_u^2$ varyanslı özdeş dağılımlı hata sürecidir. y_t 'nin düzeyde durağan olduğunu göstermede $X_t = [1]$

kullanılmış iken, trend durağan olduğunu göstermede $X_t = [1, t]'$ kullanılmıştır. Becker vd. (2006) tarafından kırılmayı dikkate almak için seçilen fourier yapısı, $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]'$ dir. Denklemden T örneklem boyutunu, k ise frekans sayısını göstermektedir.

$\alpha(t)$ kırılmaların bilinmeyen sayısının ve yapısının bir fonksiyonu olmak üzere Fourier modeli aşağıdaki şu şekildedir;

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); n < \frac{T}{2} \quad (1.43)$$

Denklemden k özel bir frekans sayısını temsil etmektedir. n, T/2'ye eşit olduğu nokta $\alpha(t)$ mükemmel bir uyum ortaya koyacaktır. Denklem (1.44)'de kullanılan k yakınsama için seçilen frekans sayısı iken, $\gamma = [\gamma_1, \gamma_2]'$ frekans bileşeninin genliğini ve yer değiştirmesini ölçmektedir. Tek frekans bileşeninin kullanıldığı model ise şöyledir;

$$\alpha(t) \cong Z_t' \gamma = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.44)$$

Test istatistiğini elde etmede kullanılan denklem (1.45) ve (1.46)'dan kalıntılar elde edilir. Denklem (1.45) düzeyde durağanlık temel hipotezini, Denklem (1.46) trend durağanlık temel hipotezini test etmede kullanılmaktadır.

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (1.45)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (1.46)$$

Denklem (1.45) ve (1.46)'nın test istatistiğini sırasıyla $\tau_\mu(k)$ ve $\tau_\tau(k)$ göstermektedir.

$$\tau_\mu(k) \text{ ya da } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2} \quad (1.47)$$

Burada, $\tilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_{jt}$ ve $\tilde{e}_{jt}$ Denklem (1.45) ve Denklem (1.46)'dan elde edilen EKK kalıntıları göstermektedir. KPSS'de olduğu gibi, bir kesme gecikme parametresi l ve bir w_j ($J= 1, \dots, l$) ağırlıkları kümesi seçilerek uzun dönem varyansın parametrik olmayan tahmini elde edilir.

$$\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2 \sum w_j \tilde{\gamma}_j \quad (1.48)$$

Denklem (1.45) ve Denklem (1.46)'dan elde edilen EKK kalıntılarının otokovaryansları $\tilde{\gamma}_j$ ile temsil edilmektedir.

Temel hipotez için yapılan test, kırılmaların varlığına ilişkin özel bir varsayımda bulunmaz. Ancak, veri yaratma sürecinde doğrusal olmayan eğilim yoksa standart KPSS testi kullanılarak testin gücü artırılabilir. Bu nedenle, öncelikle doğrusal olmayan bir eğilimin (yani $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$) olup olmadığının test edilmelidir. Standart F-test istatistiği kullanılarak doğrusal olmayan bir trendin varlığını gösteren temel hipotez alternatif hipoteze karşı sınanır. Belirli bir frekansı temsil eden k için F-test istatistiği Denklem (1.49)'daki gibi hesaplanır.

$$F_i(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/T-q}, \quad i=\mu, \tau \quad (1.49)$$

SSR_1 elde edilen kalıntı kareler toplamı iken, SSR_0 trigonometrik terimler olmadan elde edilen kalıntı karelerdir. q ise bağımsız değişken sayısını göstermektedir. Kritik değerler Becker vd. (2006) tarafından tablolastırılmıştır.

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

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), literatürde ayrı ayrı analiz edilen, yapısal kırılmaları ve doğrusal olmayan düzeltmeleri birlikte modele dahil eden birim kök testi oluşturmuşlardır. Yapısal kırılmalar yumuşak geçişlere izin veren fourier fonksiyonu ile modellenirken, doğrusal olmayan düzeltmeler üstel yumuşak geçişli otoregresif model (ESTAR) ile modellenmektedir. Christopoulos ve Leon-Ledesma

(2010), geliřtirdikleri testi 15 OECD ülkesinin reel döviz kuruna uygulamışlardır. Bu testin geliřtirilme amacı, reel döviz kuru ortalamasındaki büyük sapmaları yakalayan trigonometrik deęişkenleri, deterministik bileşendeki doğrusal olmayan yakalamaya izin veren yumuşak geçişli fonksiyonlarla kullanmaktır.

Stokastik deęişken (y_t) için oluşturulan model Denklem (1.50)'de gösterilmektedir.

$$y_t = \delta(t) + v_t \quad (1.50)$$

Burada, $v_t \sim N(0, \sigma)$ ve $\delta(t)$ zamanla deęişen deterministik bileşeni temsil etmektedir. Bilinmeyen kırılma sayısı ve bilinmeyen $\delta(t)$ formu için oluşturulan fourier modeli řu şekildedir;

$$\delta(t) = \delta_0 + \sum_{k=1}^G \delta_1^k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^G \delta_2^k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.51)$$

Denklem (1.51)'de yer alan terimlerden k frekans sayısını ($k=1, \dots, G$), t trendi ve T örnekleme boyutunu göstermektedir. Temel hipotez ($\delta_k=0$) en az bir frekans için reddediliyorsa doğrusal olmayan fonksiyon y_t 'nin deterministik bileşenini yeterince açıklayabilir ve en az bir yapısal deęişiklik mevcuttur. Aksi takdirde, herhangi bir yapısal deęişiklięin olmadığı lineer model özel bir durum olarak ortaya çıkmaktadır. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), tek bir frekans kullanarak analizlerine devam etmişlerdir. Bu doğrultuda, Denklem (1.52)'yi kullanmışlardır.

$$\delta(t) = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (1.52)$$

$\delta(t)$, Denklem (1.50)'de yerine konulduğunda veri yaratma süreci řöyle ifade edilir;

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1.53)$$

Modelde kullanılacak olan temel hipotez;

$$H_0: v_t = \mu_t, \mu_t = \mu_{t-1} + h_t, \quad (1.54)$$

h_t , sıfır ortalamalı durağan süreci temsil etmektedir. Modelde kullanılacak olan test istatistiği üç aşamalı süreç sonucunda elde edilmektedir.

İlk adımda; Denklem (1.53) için uygun frekans sayısı tespit edilir. k için 1’den 5’e kadar değer verilerek, söz konusu denklemde EKK yöntemiyle kalıntı kareler toplamını en azlayan k değeri belirlenir. Bu değer modelde kullanılması gereken uygun frekans sayısıdır.

İkinci adımda; ilk aşamada elde edilen kalıntılara birim kök testi uygulanır. Ortalamaya dönüşün doğrusal olamayabileceği ihtimali nedeniyle üç farklı doğrusal ve doğrusal olmayan model önerilmiştir.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.55)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} (1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-1}^2)) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad i=1,2,\dots,L \quad (1.56)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.57)$$

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

Son adımda; birim kök temel hipotezi reddedilirse, $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezine karşın $H_0 : \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezi F testi ($F_\mu(\tilde{k})$) ile sınanır. Temel hipotezin reddi kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan bir değişken olduğu anlamına gelmektedir.

Denklem (1.55) standart ADF regresyonudur ve Fourier-ADF (FADF) olarak adlandırılır. Denklem (1.56) ve (1.57) düzelme hızı doğrusal olmayan modellerdir ve ESTAR süreci izlerler. Denklem (1.56) Kilic ve Jyong (2006), Denklem (1.57) Kapetanios, Shinn ve Snell (2003) tarafından geliştirilen birim kök testleridir. Bu

nedenle, Denklem (1.57), Fourier KSS (FKSS) olarak adlandırılmaktadır. FADF modelinde temel hipotez $H_0 : \alpha_1 = 0$, alternatif hipoteze $H_1 : \alpha_1 \neq 0$ karşın test edilir. Denklem (1.56) ve (1.57) geçici kırılmalara ek olarak, doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşın birim kök temel hipotezini sınamaktadır. Denklem (1.57) için temel hipotez $H_0 : \lambda_1 = 0$, $H_1 : \lambda_1 < 0$ alternatif hipotezine karşın sınanır. Kullanılacak F-test istatistiği;

$$F - t_{NL} = \frac{\tilde{\lambda}_1}{s.e. (\lambda)_1} \quad (1.58)$$

1.4.3. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) Fourier Birim Kök Testi

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011), seride bilinmeyen sayıda kırılmaya ve asimetrik yakınsamaya izin veren fourier birim kök testini geliştirirken Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)'un aksine, doğrusal dışı yapı olarak yumuşak geçişin lojistik fonksiyon ile sağlandığı otoregresif model (LSTAR) kullanmışlardır.

Stokastik değişken (y_t) için oluşturulan model yine Denklem (1.50)'de, model de Denklem (1.51)'de gösterildiği gibidir. Sıfır ortalamalı durağan süreci ifade eden temel hipotez Denklem (1.54)'de olduğu gibi $H_0 : v_t = \mu_t$, $\mu_t = \mu_{t-1} + h_t$ şeklindedir.

İlk adımda; Denklem (1.53) için optimal frekans tespit edilir. k^* için 0.1 ile 5 aralığındaki tüm değerler sınanarak, Bayesyen bilgi kriteri için en küçük değeri veren k^* değeri belirlenir. Bu değer modelde kullanılması gereken optimal frekans sayısıdır. Bu denklemin EKK kalıntılarına birim kök testi yapılır.

$$\hat{v}_t = y_t - \left[\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \right] \quad (1.59)$$

İkinci adımda; ilk aşamada elde edilen kalıntılara birim kök testi uygulanır. İki farklı doğrusal ve doğrusal olmayan model önerilmiştir.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.60)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} (1 + \exp(\theta \Delta v_{t-1}))^{-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (1.61)$$

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

Üçüncü adımda; ikinci adımda eğer birim kök temel hipotezi reddedilirse, $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezine karşın $H_0 : \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezi F testi ($F_\mu(\tilde{k})$) ile sınanır. Temel hipotezin reddi kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan bir değişken olduğu anlamına gelmektedir.

Denklem (1.60) standart ADF regresyonudur ve Fourier-ADF (FADF) olarak adlandırılır. Denklem (1.61) Park ve Shintani (2009) tarafından geliştirilen birim kök testidir. Her iki model de deterministik bileşendeki kırılmaları çıkardıktan sonra orijinal seride birim kök testi yapılmasına izin verir. Doğrusal durumda, temel hipotez ($H_0: \alpha = 0$), alternatifine ($H_1: \alpha \neq 0$) karşı test edilir. Test sürecinde t-testi kullanılır. Kritik değerler Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) çalışmasında tablolatırılmıştır.

İKİNCİ BÖLÜM

2. DOĞRUSAL ZAMAN SERİLERİNDE KOENTTEGRASYON TESTLERİ

2.1. Koentegrasyon Kavramı

Zaman serilerinde durağanlığın sağlanması için kullanılan yöntemlerden birisi fark almaktır. Ancak, fark alma işleminin maliyeti seride yaratacağı bilgi kaybıdır. Diğer bir yöntem ise, koentegrasyon (eşbütünleşme) analizidir. Koentegrasyon analizi, durağan olmayan zaman serileri arasında korelasyon olup olmadığının araştırılması için geliştirilen bir tekniktir. Diğer bir ifade ile koentegrasyon, aynı dereceden bütünüleşik serileri oluşturan durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini inceleyen bir methoddur. Tanımdan da anlaşılacağı üzere, bir eşbütünleşme analizi yapabilmek için serilerin aynı dereceden durağan olması gerekli bir koşuldur. Aynı dereceden serilerin regresyon modelinin hata terimi durağan ise, yani ortalaması ve varyansı zamana bağlı olarak değişmiyorsa, bu değişkenler arasındaki ilişki eşbütünüleşik bir ilişkidir denilir (Güriş, Çağlayan Akay ve Güriş,2020:208:209).

Öte yandan, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusu olmamasına rağmen regresyon denklemi kurulmuş ise, sahte regresyon adı verilen bir problemle karşılaşılacaktır. Sahte regresyon durumunda, tahmin edilen modelin sonuçları olduğundan daha iyi görünecektir. Her ne kadar bu modelde R^2 yeterince yüksek ve model anlamlı ise de elde edilen sonuçların yorumlanması zordur. Bunun temel nedeni ise, durağan dışı değişkenlerin tesadüfi olarak aynı yönde hareket etmelerinden kaynaklanmaktadır. Bu nedenle, durağan olmayan serilerle analize başlamadan önce bu serilerin durağan hale getirilmesi önemlidir. Burada anlatılanlar bir örnekle ifade edilirse;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Y_t ve X_t değişkenlerinin bu denklemde birinci mertebeden durağan I(1) olduğunu varsayarak, hata terimini denklemde eşitliğin sol tarafında bırakırsak denklemin son hali;

$$\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad (2.2)$$

Burada hata teriminin sıfırıncı dereceden bütünleşik I(0) olması Y_t ve X_t değişkenleri arasında bir eşbütünleşik bir ilişkiyi gösterecektir (Sevüktekin ve Çınar,2014:559:560). Diğer bir ifade ile hata teriminin birim köklü olması değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir.

2.2. Geleneksel Koentegrasyon Testleri

Birim kök analizlerinde olduğu gibi, yapılan analizlerde yapısal kırılmaları dikkate almayan koentegrasyon testleri, geleneksel koentegrasyon testleri olarak adlandırılmaktadır. Seride yapısal kırılma varsa ve bu dikkate alınmadan analiz gerçekleştiriliyorsa yanlış sonuçlarla karşılaşmak kaçınılmaz olacaktır. Bu kısımda, geleneksel koentegrasyon testleri ele alınacaktır.

2.2.1. Durbin-Watson (1983) Koentegrasyon Testi

Durbin-Watson koentegrasyon testi (1983), Sargan ve Bhargava tarafından geliştirilmiş bir testtir. Bir regresyon denkleminde elde edilen kalıntılara standart Durbin-Watson (DW) test istatistiği uygulanarak test gerçekleştirilir. Bu teste göre, kalıntıların birinci dereceden durağan bir otoregresif süreç olduğu alternatif hipotezine karşın, kalıntıların durağan olmayan rassal yürüyüş süreci izlediği temel hipotez

sınanır. Temel hipotezin reddedilmesi eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı anlamına gelmektedir (Çil Yavuz,2015:402).

$0 < \beta \leq 1$ ve $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ olmak üzere, $y_t = \beta_1 X_t + \varepsilon_t$ denklemi en küçük kareler yöntemi (OLS) ile tahmin edilerek d-istatistiği şu şekilde elde edilir. Buradan hesaplanan d istatistiğine dayalı olarak DW sınaması gerçekleştirilir (Sevüktekin ve Çınar,2014:574);

$$d = \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2 / \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t)^2 \quad (2.3)$$

Temel ve alternatif hipotezler ise;

$H_0: d = 0$ Y_t ve X_t değişkenleri arasında koentegrasyon ilişkisi vardır.

$H_1: d > 0$ Y_t ve X_t değişkenleri arasında koentegrasyon ilişkisi yoktur.

Sargan-Bhargava (1983), DW koentegrasyon testinde kalıntılar arasında yalnızca birinci dereceden otokorelasyonu göz önüne alırken, daha yüksek mertebeden otokorelasyon olabilme ihtimalini göz ardı etmişlerdir. Bu ise DW testinin noksan tarafıdır. Bu nedenle, değişkenler arasında uzun dönem bir ilişkinin varlığı test edilmek isteniyorsa bu testin kullanılmasının uygun olmayacağı konusunda bir görüş birliği söz konusudur (Çil Yavuz,2015:402). Ayrıca, küçük örneklemelerde de bu testin güvenilirliğinin düşük olması testin bir diğer zayıf yanıdır (Sevüktekin ve Çınar,2014:575).

2.2.2. Engle-Granger (1987) Koentegrasyon Testi

Engle-Granger (1987) testi kalıntılar üzerine kurulan, basit bir uygulama biçimine sahip olması nedeniyle de oldukça tercih edilen bir koentegrasyon testidir. İki aşamada gerçekleştirilen bu teste göre, ilk aşamada OLS yöntemi ile hata terimi

tahmin edilir. İkinci aşamada ise, tahmin edilen bu hata terimi çekilerek birim kök testi yapılır. Bu testin sonucunda durağanlık çıkarsa, koentegrasyonun varlığından söz edilir ve her iki seri de $I(0)$ 'da durağan ise bu serilerin koentegre olduğu söylenir. Dolayısıyla, seriler arasında uzun dönemde bir ilişkinin varlığı sonucuna ulaşılır (Yücel ve Yanar, 2005:483-492).

Engle-Granger (E-G) testinin uygulanabilmesi için modeldeki tüm değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmaları gerekmektedir. Aksi halde, farklı bir yöntem ile koentegrasyon ilişkisinin araştırılması yoluna gidilir. Bu yöntemin uygulanabilmesi için her ne kadar bu koşul aransa da, bunun istisnası da bulunmaktadır. Örneğin değişkenlerin $I(2)$ olmaları durumunda bu değişkenler kendi aralarında $I(1)$ ilişkisi gösteriyorsa, yine koentegre ilişkinin varlığından bahsedilir (Harris ve Sollis,2003:81-82;Sevüktekin ve Çınar,2014:569). Bunun sebebi ise, hem bağımlı değişkenin $I(1)$ olması hem de bağımsız değişkenlerin kendi aralarında $I(1)$ özellik göstermeleri koentegre ilişkinin aranması için yeterlidir. Bu durumda, kritik değerler için Haldrup (1994) çalışmasına bakılmalıdır (Sevüktekin ve Çınar,2014:569).

E-G testinin ilk aşamasında, birinci dereceden durağan olan iki değişken arasında şu şekilde bir regresyon denklemi kurulmaktadır (Yılancı, 2009:205-2013).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (2.4)$$

İkinci aşamada ise, bu denklemden elde edilen kalıntılar kullanılarak aşağıdaki gibi otoregresif bir model kurulmakta ve kalıntıların durağan olup olmadığı incelenmektedir.

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Bu model sonucunda $\rho = 0$ eşitliğinin sağlanması halinde, kalıntıların birim köklü olduğundan bahsedilir. Kalıntıların birim köklü bulunması, yukarıda bahsedildiği gibi, iki değişken arasında uzun erimli bir ilişkinin olmadığı anlamına gelmektedir. Ancak burada dikkat edilmesi gereken husus, u_t serisinin gözlemlenebilen bir seri olmaması nedeniyle, kalıntıların durağanlığının sınanması için ADF'ye ait kritik değerlerden ziyade, E-G (1987)'in kritik değerlerinin kullanılmasının gerektiğidir (Yılancı, 2009:205-2013).

Denklem (2.5)'de bağımlı ve bağımsız değişkeni gösteren Y_t ve X_t 'nin eşbütünleşik olması durumunda, yani u_t 'nin dolayısıyla $\rho = 0$ eşitliğinin sağlanması halinde, ε_t 'nin $I(0)$ olması gerekmektedir. E-G yaklaşımında araştırılan husus tahmin edilen ε_t 'nin $I(0)$ ya da $I(1)$ olmasıdır. $\varepsilon_t \sim I(0)$ ise bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır demektir. Y_t ve X_t arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiş ise, kısa dönemde bu ilişkide bir dengesizlik oluşabileceğinden, uzun ve kısa dönem arasındaki uyumsuzluğu gidermesi için bir hata düzeltme modeli oluşturulmalıdır (Güriş vd.,2020:209:210);

Hata düzeltme modeli;

$$\Delta Y_t = \text{Gecikmeli}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

λ parametresi hata düzeltme katsayısıdır ve bu katsayı $0 < \lambda < -1$ aralığında olmalıdır (Sevüktekin ve Çınar,2014:569).

Öte yandan, E-G prosedürü kolaylıkla uygulanabilmesine rağmen, birkaç önemli kusuru da içerisinde barındırmaktadır. Bunlar (Enders,2015:373-374);

E-G modelinde iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilir. Bu da demektir ki, bu test ile tek bir koentegre ilişkinin varlığı analiz edilebilmektedir. Dolayısıyla, değişkenler arasında birden fazla koentegre ilişkinin olması durumunda bu model pek kullanışlı olmamaktadır.

Uzun dönem denge regresyonunun tahmini araştırmacının bir değişkeni denklemin soluna yerleştirmesini, diğerini regresör olarak kullanmasını gerektirir. Bir örnek vermek gerekirse, denklemde iki değişken olması durumunda, (2.7) ve (2.8)'deki regresyonların kalıntılarını kullanarak koentegrasyon için E-G testini çalıştırmak gerekmektedir.

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{11}z_t + e_{1t} \quad (2.7)$$

ya da;

$$z_t = \beta_{20} + \beta_{21}y_t + e_{2t} \quad (2.8)$$

Burada örnek boyutu sonsuza doğru büyüdükçe asimptotik teori (e_{1t}) dizisindeki birim kök testinin (e_{2t}) dizisindeki birim kök testiyle eşit hale geldiğini göstermektedir. Ancak, bu sonuç ancak büyük örneklem durumunda geçerli olacaktır. Gerçek hayatta araştırmacılar, çoğunlukla bu kadar büyük örneklemelere sahip olmayacaktır. Dolayısıyla, daha küçük örneklemelerde y_t değişkeninin bağımlı değişken olması durumunda elde edilecek birim kök testi sonucu ile, z_t değişkeninin bağımlı değişken olması durumunda elde edilecek birim kök testi sonuçları çelişebilmektedir.

E-G metodunun bir diğer zayıf yanı ise, ilk aşamada elde edilen kalıntılar ($\hat{e}_{1t}$) kullanılarak tahmin bir regresyon tahmini ikinci aşamayı ($\Delta\hat{e}_t = \alpha\hat{e}_{t-1} + \dots$) oluşturmaktadır. Bu nedenle, ilk aşamadaki olası bir hata, kalıntılar vasıtasıyla ikinci aşamaya da taşınmış olacaktır.

2.2.3. Johansen (1988) Koentegrasyon Testi

Johansen (1988) Koentegrasyon testi E-G yönteminin noksanlıklarından yola çıkılarak ortaya atılmıştır. Johansen ve Juselius (1990,1992) çalışmaları ile geliştirilmiş bir koentegrasyon yaklaşımıdır. Bu yaklaşımda temel hipotez

koentegrasyon ilişkinin olmadığını gösterirken, alternatif hipotez koentegrasyon ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

Modelde yer alan değişken sayısının bir eksiği kadar da koentegre vektöre modelde rastlanılabilir. Bu durum, E-G yöntemini çıkmaza sokan bir husustur. Eğer modelde ikiden fazla değişken varsa ve modelde tek bir koentegre vektör görülüyorsa E-G yöntemi uygulanabilirken, ikiden fazla değişken içeren modellerde E-G metodu yerine Johansen metodu daha uygulanabilir (Johansen, 1988:231-254).

Johansen koentegrasyon testi yapısal olarak gecikme uzunluklarını yer aldığı VAR modeline dayanmaktadır. Ayrıca, ADF testi gibi yüksek mertebeden AR süreç içermesi sebebiyle ADF testinin bir genellemesi olarak yorumlanmaktadır (Kocenda ve Cerny, 2015:170-171).

Bu yaklaşım vektör hata düzeltme modeli (VECM)'nin hesaplanmasını gerektirmektedir ve VECM modelde kullanılan değişkenlerin koentegre olması durumunda uygulanabilir. Modelde tüm değişkenler bağımlı değişken olarak kullanılmakta ve bunlara hata düzeltme vektörü (ECM) eklenerek uygun gecikme uzunlukları AIC, SIC gibi bilgi kriterleri vasıtasıyla tespit edilmektedir. Modelde hata teriminin t-istatistiği seriler arasındaki uzun dönemli nedenselliği, Wald test istatistiği ise, kısa dönemli nedensellik ilişkisini göstermektedir (Sertkaya ve Okur, 2016:164; Arı ve Yıldız, 2017:309-316).

N tane değişkeni bulunan Johansen hata düzeltme modelinin gösterimi (Kocenda ve Cerny, 2015:170-171);

$$\Delta y_t = \psi D_t + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Pi \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

Burada y_t olası koentegre değişken vektörü, ψ katsayı matrisi, D_t bir sabiti, t zaman trendini ve son olarak Π ise uzun dönem ilişkisi gösteren katsayı matrisini ($\Pi = \alpha\beta'$) temsil etmektedir. Burada α hata düzeltme terimi iken, β uzun dönem katsayılar matrisidir.

Π matrisi r tane eşbütünleşme vektöründen oluşan bir $N \times r$ eşbütünleşme matrisidir. Teorik olarak Π matrisi'nin r derecesi sıfır ile N arasında değişebilir. Bu durumda olası sonuçlar;

$$r = N \quad y_t \text{'nin tüm değişkenleri } I(0) \text{'dır}$$

$$0 < r < N \quad y_t \text{'nin tüm değişkenleri } I(1) \text{'dir.}$$

$r = N$ y_t 'nin tüm değişkenlerinin $I(1)$ olduğu anlamına gelmektedir.

Π matrisi eğer full ranka sahipse y_t içsel değişkenler vektöründe yer alan değişkenlerin tamamı da durağandır. Π matrisi sıfır ranka sahipse, değişkenler arasında herhangi bir koentegrasyon ilişkisi yoktur. Her iki durumda da değişkenler arasındaki ilişki VAR model kurularak araştırılabilmektedir. Öte yandan, Π matrisi indirgenmiş formda ise, değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi olduğu söylenebilir. Bu halde, hata düzeltme modeli vasıtasıyla değişkenler arasındaki bu ilişkinin uzun ya da kısa dönemli bir ilişkinin varlığının tespiti mümkündür (Güriş vd., 2020:212-213).

Johansen yaklaşımında koentegrasyon ilişkisinin araştırılması için denklem (2.10) ve (2.11)'de gösterilen trace ve max test istatistiklerinin hesaplanması gerekmektedir.

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum \ln(1 - \lambda_i) \quad (2.10)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (2.11)$$

Burada T gözlem sayısını, λ ise karakteristik köklerin tahmini değerini göstermektedir. Hesaplamalar sonucunda, t test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olması halinde, koentegre ilişkinin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilecektir (Güriş vd., 2020:213).

2.3. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Koentegrasyon Testleri

E-G (1987) ve Johansen (1988) Koentegrasyon testleri yapısal kırılmaların göz ardı edilerek koentegrasyon ilişkisinin araştırıldığı testlerdir. Ancak, birim kök testlerinde olduğu gibi yapısal kırılmaların koentegrasyon analizlerinde de dikkate alınmaması analizlerde sağlıklı ve güvenilir sonuçların elde edilebilirliğini tehlikeye atmaktadır. Buradan hareketle, birbirine alternatif pek çok koentegrasyon testi geliştirilmiştir. Bu kapsamda geliştirilen testlerden bazıları şunlardır. Gregory-Hansen (1996) koentegrasyon testi tek yapısal kırılmaya dayanmakta, Narayan-Popp koentegrasyon testi iki kırılmayı, Hatemi-J koentegrasyon testi iki yapısal kırılmayı, Maki (2012) koentegrasyon testi ise çok kırılmayı içeren testlerdir.

2.3.1. Gregory-Hansen (1996) Koentegrasyon Testi

Gregory-Hansen (1996) yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği tek kırılmalı bir koentegrasyon testi geliştirmişlerdir. Gregory-Hansen (G-H) testi kalıntılara dayalı bir testtir. Yapısal kırılma sabit parametrede ya da eğim parametresinde ortaya çıkabilir. Bundan dolayı, yapısal değişmeyi modelleyebilmek amacıyla modele gölge değişken (2.12) ilave edilmiştir. τ parametresi görelî yapısal kırılma noktasını ifade etmektedir. G-H'in temel denklemi (2.13)'de gösterilmektedir (Çil Yavuz,2014:415).

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & t \leq n\tau \\ 1 & t \geq n\tau \end{cases} \quad (2.12)$$

$$y_t = \mu + \alpha_1 + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

G-H testinde üç tip denklem söz konusudur. Bunlardan ilki, ortalamada, ikincisi ortalamada ve eğimde, üçüncüsü de rejimde tek kırılmayı içerecek biçimde

oluşturulmuştur. Denklemlerde yer alan μ_1 parametresi kırılmadan önceki sabit parametredeki değişimi temsil etmekte iken, μ_2 parametresi kırılma esnasında sabit parametredeki değişimi temsil etmektedir. α_1 parametresi rejim kaymasından önceki eğim katsayısını, α_2 parametresi ise kırılma esnasındaki eğim katsayısında meydana gelen değişmeyi göstermektedir (Gregory ve Hansen,1996:102-103).

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha y_{2\tau} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta T + \alpha y_{2\tau} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta T + \alpha_1 y_{2\tau} + \alpha_2 y_{2\tau} \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

G-H testinde üç farklı istatistik kullanılmaktadır. Her bir τ için bu denklemler OLS yöntemi ile tahmin edilir. Denklemlerin kalıntıları hesaplanarak, bu kalıntılara birim kök testi uygulanır. Test istatistikleri ve hipotezler ise şöyle gösterilebilir (Güriş vd.,2020:220);

$$ADF^* = \inf_{t \in \tau} ADF(\tau)$$

$$Z_t^* = \inf_{t \in \tau} Z_t(\tau)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{t \in \tau} Z_\alpha(\tau)$$

H_0 : Yapısal kırılma durumunda değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi yoktur.

H_1 : Yapısal kırılma durumunda değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi vardır.

ADF^* , Z_α^* , Z_t^* 'nin minimum olduğu nokta, yapısal kırılma tarihini temsil etmektedir. Hesaplamalar sonucunda elde edilen değerler GH (1996) kritik değerleri ile karşılaştırılır. Test değerleri kritik değerlerden büyük ise seriler arasında koentegrasyon ilişkisi yapısal kırılma ile birlikte mevcut olduğu anlamına gelmektedir.

2.3.2. Narayan-Popp (2010) Koentegrasyon Testi

Narayan-Popp (2010) testi iki kırılmalı ADF tipi birim kök testidir. Dolayısıyla bu yaklaşımda bir yandan DF tipi bir yöntem kullanılmakta iken, öte yandan yapısal kırılma tarihlerini LP ve LS yöntemlerinden farklı olarak modele eklenmektedir. Ayrıca, modelde gölge değişkenin katsayıları en üst seviyeye çıkarılarak kırılma noktaları tespit edilmektedir. Narayan-Popp (N-P) yönteminde kırılma büyüklükleri değişmemekte ancak kırılma tarihleri gölge değişkene atfedilen önemden dolayı daha hassas bir biçimde tespit edilmektedir (Yurtkuran,2021:70-80).

Bu testte hem temel hipotez altında hem alternatif hipotez altında yapısal kırılmaların varlığı söz konusudur. Bu yaklaşımda iki model spesifikasyonu vardır. Bunlardan biri sabitte iki kırılma içermekte iken, diğeri hem sabitte hem de eğimde olmak üzere iki kırılma içermektedir. Ayrıca, Monte Carlo simülasyonları ile daha doğru boyutta, kararlı güçte ve kırılmaların daha doğru bir şekilde tespitine olanak sağlanmıştır. Modeldeki deterministik unsurun belirlenmesi şu şekilde olmaktadır (Çelik,2021:1352-1363);

$$d_t^{M1} = \alpha + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU_{1,t}^l + \theta_2 DU_{2,t}^l) \quad (2.17)$$

$$d_t^{M2} = \alpha + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU_{1,t}^l + \theta_2 DU_{2,t}^l + \gamma_1 DT_{1,t}^l + \gamma_2 DT_{2,t}^l) \quad (2.18)$$

$$DU_{i,t}^l = 1(t > T_{B,i}^l) \quad DT_{i,t}^l = 1(t > T_{B,i}^l) (t - T_{B,i}^l) \quad i=1,2 \quad (2.19)$$

Modellerde serilerde veri oluşum sürecinden gözlemlenemeyen deterministik (d_t) ve stokastik (μ_t) bileşenlerin etkileri ($r_t = d_t + \mu_t$) göz ardı edilmemektedir. Aşağıda yer alan model spesifikasyonları deterministik ögenin (d_t) belirlenme şekline bağlı olarak değişiklik göstermektedir. Denklem (2.17) ve (2.18)'de yer alan θ_i sabitte kırılmayı, γ_i ise eğimde kırılmayı ifade etmektedir. Model 1 (2.20) ve Model 2 (2.21) ile temel ve alternatif hipotezler aşağıda görülmektedir (Yurtkuran,2021:70-80).

Model 1: Sabitte iki kırılmaya izin veren model;

$$y_t^{M1} = p y_{t-1} + a_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T_B^l)_{1,t} + \theta_2 D(T_B^l)_{2,t} + \delta_1 DU_{1,t-1}^l + \delta_2 DU_{2,t-1}^l + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

Model 2: Sabitte ve eğimde iki kırılmaya izin veren model;

$$y_t^{M2} = p y_{t-1} + a^* + \beta^* t + \lambda_1 D(T_B^l)_{1,t} + \lambda_2 D(T_B^l)_{2,t} + \delta_1^* DU_{1,t-1}^l + \delta_2^* DU_{2,t-1}^l + \gamma_1^* DT_{1,t-1}^l + \gamma_2^* DT_{2,t-1}^l + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

H₀: Seriler birim köklüdür.

H₁: Seriler durağandır.

Elde edilen sonuçlar temel hipotezin reddini gerektiriyorsa, bu serilerin iki yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğunu göstermekte iken, temel hipotezin reddedilememesi halinde serilerin iki yapısal kırılma altında birim köklü olduğunu göstermektedir.

2.3.3. Hatemi-J (2008) Koentegrasyon Testi

Hatemi-J (2008) koentegrasyon testi, G-H (1996) testinden farklı olarak iki kırılmalı bir testtir. Bu testte kırılma tarihileri içsel olarak belirlenmektedir. G-H (1996) koentegrasyon testinde rejimde tek kaymaya izin verilmekte iken, Hatemi-J testi rejimde iki kaymaya izin vermesi bakımından G-H testinden farklılaşmaktadır. Denklem (2.4)'de yer alan E-G denklemine iki kırılma noktası ilave edilerek Hatemi-J testi elde edilmiştir. İki kırılmanın etkisi sabitte ve/veya eğim üzerinde görülebilmektedir. Hatemi-J modeli aşağıda (2.22) gösterilmektedir (Çağlar ve Mert,2017:21-38).

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0^l x_t + \beta_0^l D_{1t} x_t + \beta_0^l D_{2t} x_t + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

Burada D_{1t} ve D_{2t} gölge değişkeni göstermekte ve şu şekilde oluşturulmaktadır;

$$D_{1t} = \begin{cases} 0 & t \leq n\tau_1 \\ 1 & t > n\tau_1 \end{cases} \quad (2.23)$$

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

Denklem (2.23)'de yer alan τ parametresi yapısal kırılma noktalarını temsil etmektedir. Değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin tespiti için ADF^* , Z_α^* , Z_t^* test istatistikleri kullanılmaktadır. Test istatistiklerinin gösterimi;

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

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

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

Modelden elde edilen kalıntılara ADF birim kök testinin uygulanması sonucunda ADF^* elde edilir. Z_α^* ve Z_t^* test istatistikleri ile bu test istatistiklerinde kullanılan ρ parametresinin hesaplanma şekli sırasıyla denklem (2.24), (2.26) ve (2.25)'de görülmektedir (Yılancı ve Öztürk, 2011:261-279);

$$Z_\alpha = n(\hat{\rho}^* - 1) \quad (2.24)$$

Burada düzeltilmiş birinci dereceden otokorelasyon katsayısını temsil eden ρ parametresinin hesaplanma biçimi;

$$\hat{\rho}^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (\hat{u}_t \hat{u}_{t-1} - \sum_{j=1}^B w\left(\frac{j}{B}\right) \left(\frac{1}{n} \sum_{t=j+1}^T (\hat{u}_{t-j} - \hat{\rho} \hat{u}_{t-j-1})(\hat{u}_{t-j} - \hat{\rho} \hat{u}_{t-1})\right)}{\sum_{t=1}^{n-1} \hat{u}_t^2} \quad (2.25)$$

$$Z_t = \frac{(\hat{\rho}^* - 1)}{[\hat{Y}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w\left(\frac{j}{B}\right) \hat{\gamma}(j)] / \sum_{t=1}^{n-1} \hat{u}_t^2} \quad (2.26)$$

Denklem (2.26)'nın paydasında yer alan $\hat{y}(0) + 2 \sum_{j=1}^B w\left(\frac{j}{B}\right) \hat{y}(j)$ formülü, $\hat{u}_t$ 'nin $\hat{u}_{t-1}$ üzerine kurulan regresyonundan elde edilen kalıntıların uzun dönemli varyans tahmincilerini göstermektedir. Hesaplanan her üç istatistik için standart olmayan bir dağılım geçerlidir. Uygulamada $T = (0.15n, 0.85n)$ iken $\tau_1 \in T_1 = (0.15, 0.70)$ ve ayrıca $\tau_2 \in T_2 = (0.15 + \tau_1, 0.85)$ olarak hesaplanan değerlerden en küçük olan kullanılmaktadır (Hatemi-J, 2008:498-500; Yılancı ve Öztürk, 2011:261-279).

2.3.4. Maki (2012) Koentegrasyon Testi

Seride kırılma sayısı ikiden fazla ise tek kırılma içeren testler ile iki kırılmalı testlerin uygulanması bu testlerin iyi bir performans göstermemesine neden olacaktır. Seride ikiden fazla kırılma varsa daha iyi bir performans elde edebilmek için, belirsiz sayıda kırılmaya izin veren bir test uygulanmalıdır. Buradan hareketle, Maki (2012), testlerde belirsiz sayıda kırılmalara izin veren bir koentegrasyon testi geliştirmiştir.

Maki (2012), çalışmasında farklı özellikler içeren dört farklı model geliştirmiştir. Bunlardan ilki yalnızca sabitte kırılmaya izin veren, trend içermeyen model sıfır olarak adlandırılan model (2.27)'dir.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (2.27)$$

Birinci model, sabitte ve eğimde kırılmaya izin veren, trend içermeyen model (2.28);

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (2.28)$$

İkinci model, sabitte ve eğimde kırılmalara izin veren, trend içeren model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (2.29)$$

Üçüncü model, sabitte, eğimde ve trendde kırılmalara izin veren model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (2.30)$$

Bu modelde, diğer modellerden farklı olarak temel hipotez ($\rho = 0$) , değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisinin olmadığını, alternatif hipotez ($\rho < 0$) ise, değişkenler arasında i sayıda kırılma içeren bir koentegrasyon ilişkisinin varlığını göstermektedir.

Maki (2012) testinin uygulanma süreci;

İlk olarak model (2.31) tahmin edilir.

$$y_t = \mu + \mu_1 D_{1,t} + \beta' x_t + u_t \quad (2.31)$$

Ardından, model (2.31)'den kalıntılar çekilir. Yani, aşağıdaki regresyon denklemi (2.32) kurulur. Bu regresyonda temel hipotez, alternatif hipoteze karşı sınanır.

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.32)$$

Burada, $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ 'dir. $\hat{u}_t$ denklem (2.31)'den elde edilen kalıntılardır. Kırılmanın varlığı araştırılır. Tüm olası kırılma noktaları için t-istatistiği temel hipotez için hesaplanır. Tüm olası kısımların t-istatistiği T_1 ve τ_1 olarak gösterilir. Eğer $k=1$ ise, minimum test istatistiği olarak τ_1 kullanılır. İlk kırılma noktası olarak kalıntı karelerin toplamını (SSR) minimum yapan nokta ($\hat{b}\rho_1 = \arg \min_{T_1} SSR_1$) seçilir.

Tahmini kırılma noktası ($\hat{b}\rho_1$) örneğe (2.33) uygulanır. Muhtemel ikinci kırılma noktası benzer biçimde araştırılır.

$$y_t = \mu + \mu_1 D_{1,t} + \mu_2 D_{2,t} + \beta' x_t + u_t \quad (2.33)$$

Buradan kalıntı kareler denklem (2.32) kullanılarak yeniden hesaplanır. Kalıntı kareleri minimize eden nokta ikinci kırılma noktası olarak seçilir. Süreç araştırmacının atadığı olası kırılma sayısı tamamlanıncaya kadar devam eder ve olası tüm kırılma noktaları hesaplanır (Maki, 2012).

2.3.5. Sınır (ARDL) Testi (2001)

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin incelenebilmesi koentegrasyon testleri ile mümkün olmaktadır. Ancak, koentegrasyon testlerinin uygulanabilmesi aynı dereceden durağanlık gibi bazı temel şartları gerektirir. Bu şartlar sağlanmadığı takdirde bu testlerin uygulanabilmesine olanak bulunmamaktadır. Bu kısıt ise, Pesaran, Shin ve Smith (2001) ortaya attıkları Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) ile aşılmıştır.

Modeldeki bağımsız değişkenlerin cari ve gecikmeli değerlerine ilaveten bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin de yer aldığı modeller otoregresif modeller (ADL) olarak adlandırılmaktadır. ADL modeller dinamik modeller olduklarından kısa ve uzun dönem analizlerde kullanıma elverişlidirler. Bu modellerin tahmini iki aşamalıdır. İlk aşamada, bilgi kriterleri vasıtasıyla uygun gecikme uzunluğu tespit edilir. İkinci aşamada ise, model OLS yöntemi ile tahmin edilerek test edilir. Buradan hareketle, Pesaran, Shin ve Smith (2001), koentegrasyon ilişkisinin tespiti için ADL modelleri üzerinden ARDL testini literatüre kazandırmışlardır. ARDL testi diğer koentegrasyon testlerine nazaran birtakım üstünlüklere sahiptir. Bunlar (Çil Yavuz, 2015:417-418);

-Değişkenler arasındaki durağanlık farklılıklarını göz ardı ederek koentegrasyon ilişkisini araştırılmasına olanak tanımaktadır. Bu durum, değişkenlerin durağanlıklarının belirsiz olduğu durumlarda avantaj sağlamaktadır.

-Monte Carlo simülasyonları sonucunda, ARDL yaklaşımının küçük örneklemelerde E-G (1987) ve Johansen (1989) testlerinden daha başarılı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

-ARDL yaklaşımı değişkenler arasındaki dıřsallık problemlerini de göz önünde bulundurmaktadır.

-Modelde kısa ve uzun dönem olası parametreleri tahmin edilebilmektedir.

Diğer bir avantajı ise, kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) kullanıldığında E-G yaklaşımından daha iyi istatistiki özelliklere sahip olmaktadır (Turgut, Uçan ve Başaran,2021:144-159).

Ancak, ARDL testinin uygulanabilmesi için bir takım şartların sağlanması gerekmektedir. Öncelikler seriler $I(1)$ 'den daha yüksek derecelerde durağan olmamalıdır. Bağımlı değişkenin $I(1)$ 'de bağımsız değişkenlerin ise $I(0)$ ve $I(1)$ 'de durağan olması bu testin uygulanması için gerekli koşullardır. Bu yaklaşımda temel hipotez değişkenler arasında uzun dönemde koentegrasyon ilişkisinin olmadığını, alternatif hipotez ise uzun dönemli koentegrasyon ilişkisinin varlığını temsil etmektedir (Pesaran, Shin ve Smith,2001:289-326).

Sınır testi yaklaşımı, F (Wald) testine dayanmaktadır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını gösteren temel hipotez altında F istatistiğinin asimptotik dağılımı standart F testine uymadığından Pesaran, Shin ve Smith (2001) testin kritik değerlerini hesaplayarak söz konusu çalışmalarında sunmuşlardır (Başar, Aksu, Temurlenk ve Polat,2009:301-314). Hesaplamalar sonucu elde edilecek olan F istatistik değeri, Pesaran vd.(2001) tarafından verilen alt ve üst sınır değerlerini içeren tablo ile karşılaştırılır. Eğer F istatistiği çalışmada verilen kritik değerlerin altında ise, temel hipotez reddedilememekte dolayısıyla koentegrasyon ilişkisinin olmadığı sonucuna varılmaktadır. Elde edilen F istatistik değeri kritik değerlerin üzerinde ise, temel hipotez reddedilmekte, yani koentegrasyon ilişkisinin var olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. F istatistik değeri alt ve üst değerler arasında kalırsa, koentegrasyon ilişkisinin varlığı ya da yokluğu hakkında net bir sonuca varılamamaktadır (Hepsağ, 2009:169-190).

ARDL Sınır testi üç aşamada gerçekleştirilir. İlk aşamada, bilgi kriterleri vasıtasıyla uygun gecikme uzunlukları tespit edilir. İkinci aşamada Sınır testi yapılır. Yapılan bu sınır testi sonucunda değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi tespit edilmişse, değişkenlerin kısa ve uzun dönem katsayılarının hesaplanması aşamasına

geçilir. Öncelikle uzun dönemli model kurulur (2.34), ardından kısa dönemli ilişkinin varlığı araştırılır. Kısa dönemli ilişkinin tahmininde, uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimi modelinden yararlanılmakta ve hata teriminin gecikmeli değerleri kullanılmaktadır. Kısa dönem ilişkisi, hata düzeltme modeli ile denklem (2.35)'deki gibi modellenmektedir (Turgut vd., 2021:144-159).

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} X_{t-i} + \mu_t \quad (2.34)$$

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \beta ECT_{t-1} + \mu_t \quad (2.35)$$

Burada ECT hata düzeltme terimini temsil etmektedir. Bu terimin alabileceği değerler (Kılıç ve Kurt, 2020:290-305);

- i) $-1 < ECT < 0$ olması durumunda, uzun dönem denge değerine monoton bir seyirle yaklaşma söz konusudur.
- ii) $-2 < ECT < -1$ olması durumunda, uzun dönem denge değerleri etrafında, azalan dalgalanmalarla dengeye yönelindiğini gösterir.
- iii) $ECT < -2$ ya da $ECT > 0$ bu iki durumdan biri gerçekleşmişse, dengeden uzaklaşma söz konusudur.

2.4. Fourier Koentegrasyon Testleri

Yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel koentegrasyon testlerinin ve yapısal kırılmaları modele dahil eden kırılmalı testlerin özelliği yapısal kırılma sayısının ve yapısal kırılmanın formunun analizci tarafından önsel olarak belirlenmesidir. Bu durum, elde edilen sonuçların güvenilirliğini zedelemektedir. Fourier fonksiyonlarına dayalı olarak geliştirilen koentegrasyon testleri söz konusu problemin çözümü için önemli bir ilerlemedir.

2.4.1. Tsong, Lee, Tsai ve Hu (2016) Fourier Koentegrasyon Testi

Tsong, Lee, Tsai ve Hu (2016), deterministik trendde bilinmeyen formdaki yapısal kırılmalara izin veren eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu test, bilinmeyen formdaki yapısal kırılmaların düşük frekanslı bir fourier bileşeni ile tahmin edilebileceği olgusuna dayanılarak geliştirilmiştir. Yapısal kırılma tarihleri tahmin edilmeden koentegrasyonun varlığı araştırılır. Testte, temel hipotez koentegrasyonun varlığı, alternatif hipotez ise koentegrasyonun yokluğu üzerine kurulmuştur.

Tsong vd. (2016) koentegrasyon testi için aşağıdaki eşitliği önermişlerdir;

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (2.36)$$

Burada, $\eta_t = \gamma_t + v_{1t}$, $\gamma_0 = 0$ ile ve $\gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t$ ve $x_t = x_{t-1} + v_{2t}$ 'dir. Hata terimini temsil eden u_t , 0 ortalama ve σ_u^2 varyansla özdeş-bağımsız dağılımlı (iid)'dir. γ_t sıfır ortalamalı rassal yürüyüş sürecidir. Deterministik bileşen d_t aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (2.37)$$

m = 0 ya da m = 1 iken

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (2.38)$$

Eğer $\sigma_u^2 = 0$ ise $\eta_t = v_{1t}$ durağan bir süreçtir. Dolayısıyla, y_t ve x_t arasında koentegre bir ilişki vardır. Sonuç olarak, eşbütünleşme temel hipotezi $H_0: \sigma_u^2 = 0$, $H_1: \sigma_u^2 > 0$ alternatif hipotezine karşı sınanır.

Temel hipotez altında Denklem (2.36), Denklem (2.37) ve Denklem (2.38)'den yola çıkılarak, tanımlanan model aşağıda yer almaktadır.

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (2.39)$$

Modelde kullanılacak olan KPSS tipi koentegrasyon test istatistiği;

$$CI_j^m = T^{-2} \hat{w}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (2.40)$$

$\sum_{t=1}^T S_t^2$, EKK kalıntılarının kısmi toplamı iken; $\hat{w}_1^2$, v_{1t} 'nin uzun dönem varyansı için tutarlı tahminciyi temsil etmektedir.

2.4.2. Banerjee, Arcabic ve Lee (2017) Fourier Koentegrasyon Testi

Banerjee, Arcabic ve Lee (2017), doğrusal olmayan kırılmalar barındıran bir seriyi bir fourier fonksiyonu yardımıyla tahmin ederek otoregresif dağıtılmış gecikmeli (ADL) yeni bir koentegrasyon testi geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu test için kırılmaların tarihi, yapısı ve sayısının önceden bilinmesine gerek yoktur. Test prosedürü, test denklemine daha fazla kukla değişken eklenmesinden kaynaklanabilecek potansiyel güç kaybını ortadan kaldırmaktadır. Banerjee vd. (2017), fourier formulu bu koentegrasyon testini yapısal kırılmalar barındıran bir seri üzerinde test ederek, değişkenlerin eşbütünleşik olduğu sonucuna varmışlar, yapısal kırılmaları yok sayması nedeniyle geleneksel bir ADL testinin ise tam tersi sonuca vardığını gözlemlemişlerdir. Dolayısıyla, var olan yapısal kırılmaların göz ardı edilmesi, elde edilecek bulguların yanıltıcı olmasına neden olmaktadır.

Banerjee vd. (2017)'nin geliştirdiği model aşağıda gösterilmektedir;

$$d(t) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad q \leq T/2 \quad (2.41)$$

Banerjee, Dolado ve Mestre (1998) tarafından ortaya atılan aşağıdaki koşullu model Denklem (2.41) oluşturulurken temel alınmıştır;

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + \epsilon_t \quad (2.42)$$

Modelde kullanılan $d(t)$ fourier fonksiyonu içeren deterministik bileşeni ifade etmektedir. γ_0 sabit ve doğrusal trend içeren deterministik terim iken, k belirli bir frekans, q frekans sayısını, T ise gözlem sayısını göstermektedir. Doğrusal olmayan bir trend mevcut değilken, diğer bir ifade ile, $\gamma_{1,k} = \gamma_{2,k} = 0$ durumunda Denklem (2.41) olağan deterministik terim olan γ_0 'a eşit olmaktadır. Denklemden uygun frekansların seçimiyle, çoklu kırılmaları ele almak için modele birçok kukla değişkenin dahil edilmesinden kaynaklanan olası aşırı uyum problemi ortadan kaldırılmaktadır.

Modelde kullanılan temel hipotez koentegrasyonun yokluğunu, alternatif hipotez ise koentegrasyonun varlığını göstermektedir.

$$H_0: \delta_1 = 0 \quad H_1: \delta_1 < 0 \quad (2.43)$$

Modelde kullanılan t-testi;

$$t_{ADL}^F = \frac{\hat{\delta}_1}{se(\hat{\delta}_1)} \quad (2.44)$$

Burada $\hat{\delta}_1$, δ_1 'in EKK tahmincisidir ve $se(\hat{\delta}_1)$, Denklem (2.42)'nin EKK tahmininden $(\hat{\delta}_1)$ elde edilen standart hatadır. Test sonucunda elde edilecek olan test istatistiği kritik değerden büyükse temel hipotez reddedilmektedir. Bu, değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin olduğu anlamına gelmektedir. Test için kullanılacak kritik değerler ise Banerjee vd. (2017) makalesinde tablolandırılmıştır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. KARBON VERGİSİ İLE GENİŞLETİLMİŞ ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİ: NORVEÇ ÖRNEĞİ

3.1. Karbon Vergisi

Karbon vergisi, fosil yakıtların yanması sonucu oluşan karbon emisyonları üzerinden alınan bir vergidir. Spesifik bir vergi türü olduğundan birim başına tüketimden alınmaktadır. Karbon vergisi, CO₂ ve sera gazlarının salınımının azaltılmasını sağlayarak, küresel ısınma problemini ortadan kaldırmayı amaçlamaktadır (Çiçek ve Çiçek,2012).

Karbon vergileri üretim ya da tüketime dayalı olarak alınabilir. Üretim ve tüketime dayalı olarak alınan bu vergilerin etkileri ülkeden ülkeye farklılık arz edebilir. Örneğin, OPEC üyesi bir ülkede uygulanacak olan karbon vergisi vergi gelirlerini artırır ancak fosil yakıt tüketiminin de azalmasına neden olur (Zhang ve Baranzini,2004:509; Atik,2017:283).

3.1.1. Karbon Vergisinin Tarihçesi

CO₂, metan ve azot oksit gibi gazlar atmosferi kaplayan gazlardır. Atmosferin yaklaşık % 98'i oksijen ve nitrojenden oluşmaktadır. Diğer sera gazları ise kalan % 2'lik kısmı oluştururlar. Sera gazlarının oranı bu kadar küçük olmasına rağmen atmosferde dengeleyici bir işlevleri vardır. Sera gazlarının atmosferdeki miktarı artarsa dünyada hapsolan ısı miktarı artacağından buzullarda erime meydana gelir ve iklim değişimine sebep olur (Yergin, 2014,12-13).

İklim değişikliği konusunda iki farklı görüş vardır. Bunlardan biri, küresel ısınma ile dünyanın daha soğuk kesimlerinde ılıman ve uygun iklimler oluşacak, dolayısıyla insanlığın yararına bereketli mahsuller yetişecektir. 1800'lerin ikinci

yarısında ortaya çıkan bu düşünce, yıllarca birbirini izleyen soğuk yıllar düşünüldüğünde bu iyi bir seçenek olarak görülmüştü. Zamanla bu görüş etkisini yitirmeye başladı. Çünkü dünya sanayileştikçe, daha çok elektrik üretiminde hammadde olarak kullanılan kömür tüketimi arttı. Dolayısıyla, atmosfere salınan CO2 miktarı da yükselmeye başladı. Bu konuyla ilgili en kapsamlı çalışma yapanlardan biri Keeling'ti. Keeling'in ölçümlerine göre, CO2'nin yoğunluk derecesi 1959'da milyonda 316 parça iken, 1970'de 325'e, 1990'da 354'e doğru gitti. Keeling'in tahminleri, 21.yy'ın ortasında bu oranın iki katına çıkacağı yönündeydi (Yergin,2014:12-80). Son on iki ayda CO2 yoğunluğunun artış oranı 2.76 parça artarak 417.07 parça olmuştur (UN Environment Programme, 2021b). Keeling'in ölçümlerini grafiksel olarak gösteren eğri Keeling eğrisi olarak adlandırılmaktadır. Keeling'in bu çalışması iklim değişikliği konusundaki bugünkü çalışmaların temelini oluşturmaktadır ve bu çalışmanın etkisi politik çevrelere de yansımıştır. Politik ortamlarda dile getirilen iklim değişikliği kaygıları çeşitli konferanslarla uluslararası platformlara taşınmıştır. Ozon tabakasının yırtılması da bu kaygıları iyice tetiklemiştir. Bu kapsamda, yirmi dört ülkenin kloroflorokarbon kullanımını sınırlayan Montreal Protokolünden (1987), iklim değişikliğini ciddi biçimde ilk defa ülkelerin tartışabildikleri platform olan Rio Sürdürülebilir Kalkınma Konferansı (1992)'na, sera gazı salınımını sınırlamayı amaçlayan Kyoto Protokolü (1997)'ne kadar ilerlenebilmiştir (Yergin,2014:12-80).

İklim değişikliğini önlemeye yönelik ilk ciddi girişimler Rio (1992) Konferansı ile başlamıştır. Bu konferans ile CO2 emisyonlarını ve sera gazları emisyonlarını azaltmak amacı güdülmüştür. Bu kapsamda, çevre sorunları ile mücadele etmekte fon sıkıntısı yaşayan gelişmekte olan ülkelere gelişmiş ülkelerin fon sağlaması da kararlaştırılmıştır (Serim,2016,108). Sürdürülebilir Kalkınma Konferansı'nda (Rio+20) (2012) ilk kez yeşil ekonomi kavramı gündeme gelmiştir. Birleşmiş Milletler, yeşil ekonominin doğal kaynakların sürdürülebilir bir biçimde ve çevreye olumsuz etkilerini azaltacak biçimde kullanılabilirliğini artıracağını belirtmiş, bütün ülkeleri yeşil ekonomiyi gündemlerine almaya, sanayi sektörünü ve iş dünyasını ulusal mevzuatları doğrultusunda sürdürülebilir kalkınmaya katkı sağlamaya davet etmiştir. (Üstünişik,2014:13). Yeşil ekonomi, gerçekleştirilecek ekonomik faaliyetler sonucu

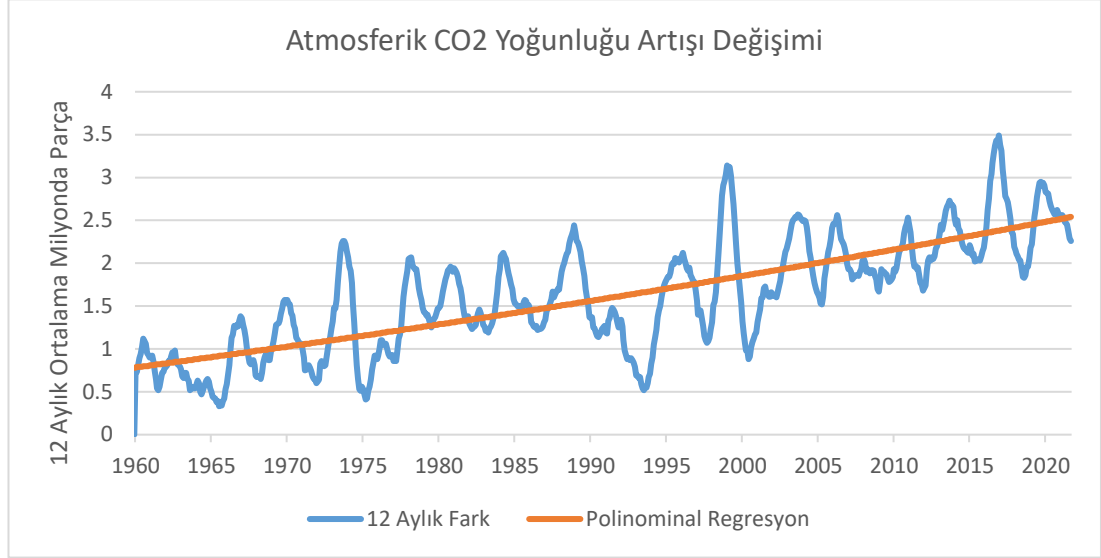
gerçekleşecek olan ekonomik büyümenin çevreyi koruyarak sağlanması gerektiği temeli üzerine kurulmuştur.

İklim değişikliğinin etkilerini azaltmaya yönelik atılan bir diğer adım Kyoto Protokolü (1997)'dür. Bu protokol 16.02.2005 yılında yürürlüğe girebilmiştir. Bu gecikmenin nedeni ise, protokolü onaylayan ülkelerin toplam sera gazı emisyon oranlarının yeryüzündeki toplam emisyonun % 55'ini bulması ve en az 55 ülkenin onayı gerektiği yönündeki şartların ancak sekiz yıl sonra Rusya'nın katılımı ile mümkün olabilmesidir (Hayrulloğlu, 2012). Kyoto protokolünün amacı, iklim değişikliği yaratan emisyonların azaltılmasına yönelik uygulamaların harekete geçirilmesi, yatırımlar aracılığıyla yeni teknoloji transferini ve sürdürülebilir kalkınmanın teşviki, özel sektörü ve gelişmekte olan ülkeleri emisyon azaltımı konusunda isteklendirmektir. Bu protokol, taraf ülkelerin 2008'den 2012 yılına kadar insan kaynaklı sera gazı salınımını 1990 yılı seviyesinin en az % 5 altına indirilmesi taahhüdüne girmeyi gerektirmiştir. Protokol kapsamında taraf gelişmekte olan ülkelere yönelik uyum projelerini ve programlarını finanse etmeleri amacıyla uyum fonu kurulmuştur (Serim,2016:22-25,113).

İklim değişikliği ile mücadelede atılan bir diğer adım, Paris İklim Anlaşması'dır. Bu anlaşma 12.12.2015 tarihinde kabul edilmiş ve 04.11.2016 tarihinde yürürlüğe girmiştir. Bu anlaşmanın amacı, sera gazları emisyonlarını mümkün olduğunca tersine döndürmek, iklim değişikliğine uyum sağlamak, iklim finansmanını artırmaktır. Anlaşmaya göre, belirlenen hedeflere yönelik ilerleme her beş yılda bir kontrol edilecektir (Finlandiya Çevre Bakanlığı, 2021b).

Atılan çeşitli adımlara rağmen iklim değişikliği konusunda tatmin edici bir ilerleme henüz sağlanamamıştır. Küresel sera gazı emisyonları, son on yılda yıllık % 1,4 artarak 2019'da 59,1 milyar tona ulaşmıştır. Ortalama küresel sıcaklık şu anda sanayi öncesi zamanlardan 1,2°C daha sıcak ve ülkeler bir araya gelse bile Paris Anlaşması kapsamındaki taahhütlerine göre, sıcaklıkların 2100 yılına kadar en az 3°C artması beklenmektedir (UN Environment Programme, 2021c). Grafik 1 atmosferdeki sera gazlarının kademeli olarak 1960 yılından itibaren artışını göstermektedir.

Grafik 1: Atmosferik CO2 Yoğunluğu Artışı Değişimi



Kaynak: UN Environment Programme, 2021a

* Her ayın değeri, önceki 12 ayın ortalamasıdır. Böylece grafik sadece CO2 konsantrasyonunun arttığını değil, artış miktarının da hızlandığını gösteriyor. 1970'lerde 12 aylık bir dönemdeki artış 1 ppm iken, şimdi yılda ortalama 2,4 ppm'yi aşmaktadır.

Günümüzde, toplam CO2 salınımının % 64'den fazlasını, Çin, ABD, Kanada, Almanya, Brezilya, Hindistan, Japonya, Kore, Rusya, Endonezya gerçekleştirmektedir (Serim,2016:22-25,113). Bu nedenle, bu ülkelerin sera gazları salınımını en aza indirmeye konusunda istekli olmaları da hedeflerin gerçekleştirilmesi bağlamında önemli bir yer tutmaktadır.

Çevre kirliliği, ormansızlaşma, su kaynaklarında azalma, küresel ısınma ve iklim değişikliği gibi çeşitli şekillerde ortaya çıkmaktadır. Kuşkusuz bunlardan en önemlisi küresel ısınmaya sebebiyet veren CO2 salınımıdır. Bütün bu sorunlara karşı doğayı kirletmeyen üretim biçimleri ve yenilenebilir enerji kaynakları aramanın gerekliliği hususu son otuz yılda önem kazanmıştır. Kirlilikten kaynaklı dışsallıkları piyasa muamelesine katılması fikri 1960 ve 1970'li yıllarda ortaya çıktı (Serim,2016:104-108). Fosil yakıtların çevreye verdikleri zararların azaltılması için, harçlar, vergiler ve kirlilik hakları gibi iktisadi ve hukuki araçlar kullanılmaktadır (Hotunluoğlu ve Tekeli,2007:109; Atik, 2017:282). Bu doğrultuda, kirliliği kontrol etmek amacıyla, karbon ticaret sistemi ve karbon vergisi gibi uygulamalar söz

konusudur. Dünyada ilk kez emisyon ticaret sistemini 1977 Temiz Hava Yasası değişikliklerini takiben ABD uygulamıştır. Karbonu vergilendiren ilk ülke ise 1990 yılında Finlandiya olmuştur. Ardından Polonya, İsveç ve Norveç gibi diğer Avrupa ülkeleri onu izlemiştir. Emisyonun azaltılması için ciddi tedbirlerin alınmasının gündeme gelmesiyle Kyoto Protokolü (1997)'ne doğru bir süreç de başlamıştır. Sera gazları da Kyoto Protokolünden sonra uluslararası emisyon ticaret sistemine dahil edilmiştir (Serim,2016:104-108).

Karbon vergileri, diğer araçlardan farklı olarak doğrudan fiyatlar üzerinde etki oluşturarak fiyat mekanizması yoluyla karbon emisyonuna yol açan fosil yakıtların kullanım maliyetlerini artırmaktadır (Hotunluoğlu ve Tekeli,2007:109; Atik, 2017:283).

Karbon vergisi ve Karbon Ticaret Sistemi, karbon salınımlarının azaltılarak atmosferik kirliliği azaltmaya yönelik adımlardır. Her iki sistemin karbon salınımına yönelik olarak bazı önemli özellikleri şunlardır (Serim,2016:104-108);

Karbon Vergisi;

- Bir karbon vergisi, karbon üzerine konulduğu için karbonun fiyatındaki bir artıştan etkilenmez bu vergi sabittir.
- Fosil yakıt üzerindeki bir vergi fosil yakıt tüketicilerinin maliyetlerine dahil olur ve üretim sürecinin girdi maliyetlerine eklenerek fiyatlara doğru yansıtılabilir.
- Fosil yakıt enerji kaynaklarından alınan karbon vergisinin basitleştirilmiş olması nedeniyle muhasebeleştirilmesi yüksek ekonomik verimlilikle yapılabilir.
- Karbon vergisi, karbon salınımını azaltma amacı gütsen de kamu geliri sağlama işlevi de vardır.

Karbon Ticaret Sistemleri;

- Bir sınırlama kullanmak emisyon seviyesine bir hedef konmasını dolayısıyla emisyonun nihai etkilerini azaltır.

- Karbon vergisine göre uyum maliyetlerine ve yüksek idari maliyetlere sebep olur.
- Karbon Ticaret Sistemleri zirve seviyesine ulaşsa bile, emisyon azaltmaktan ziyade emisyon artışına sebep olabilir.
- Karbon Ticaret Sistemlerinin etkili olabilmesi için tüm karbon havuzlarını içermelidir.
- Karbon Ticaret Sistemlerinden olan Emisyon Ticaret Sisteminin en önemli avantajı, karbon için uluslararası belirlenen tek bir fiyata yol açmasıdır.
- Emisyon Ticaret Sisteminin uygulanması sistemi düzenleyen yetkililer ve katılan firmalar için çok yüksek idari ve mali yük getirmez.
- Emisyon Ticaret Sistemini geliştirmekte olan ülkelere mali kaynak çekmek için kullanmak bir teşvik yaratacaktır. Düşük karbonlu enerji üretimi daha rekabetçi olacağı için, aynı zamanda sanayileşmiş ülkelerde enerji üretiminde karbon kullanımında azalmayı hızlandırmak için motivasyon yaratacaktır.
- Karbon piyasaları spekülasyonlara açık piyasalar olduğundan, emisyon ticaret sisteminin, emisyon azaltma maliyetlerini en aza indirmesi ve çevresel güvenliği teşvik edici emisyon azaltma hedeflerine ulaşması zaruri olmayabilir.

3.1.2. Karbon Vergisi Uygulayan Bazı Ülkeler

Bazı ülkelerde yaklaşık otuz yıldır uygulanmada olan karbon vergisinin ilk uygulayıcısı Finlandiya (1990) olmuştur. Daha sonra Norveç (1991), İsveç (1991) gibi diğer Avrupa ülkeleri Finlandiya'yı takip etmiştir.

2035 yılına kadar karbon salınımını nötrlemeyi hedefleyen Finlandiya'da karbon vergisi, benzin, motorin, jet yakıtı, hafif yakıt ve ağır fuel oil, havacılık benzini, kömür ve doğal gazı kapsamaktadır (Finlandiya Çevre Bakanlığı; Sumner, Bird ve Smith, 2009). Finlandiya'nın 2005 yılındaki toplam SO₂, NO_x, NVMOC, NH₃ ve

PM2.5 salınımları yaklaşık 485 kiloton civarındadır. Finlandiya 2020-2029 yılları arasında bu gazların salınımını yaklaşık % 32,5 civarında azaltarak toplam salınımı 327 kiloton seviyelerine, 2030 itibariyle de 279 kiloton civarına çekmeyi taahhüt etmiştir (Finlandiya Çevre Bakanlığı, 2021a). Bu amaç doğrultusunda, Finlandiya’da düşük emisyonlu araçların yaygınlaştırılması, ısıtma cihazlarındaki fuel oilin biyoyakıtlarla değiştirilmesi gibi unsurların etkisiyle toplam vergi gelirlerinin 2021 - 2030 yılları arasında 1.409 milyon Euro azalması beklenmektedir (Finlandiya Çevre Bakanlığı,2017:87).

2045 yılına kadar karbon salınımını nötrlemeye çalışan İsveç, 1991 yılında karbon vergisini uygulamaya koymuştur. Bu tarihten önce de İsveç’te çeşitli enerji tüketimleri vergileme kapsamındadır. Bunlar, 1929’dan beri benzin, motorin, 1951’de elektrik tüketiminden alınan elektrik vergisi, 1957’den beri genel enerji vergisi, 1991’den itibaren karbon vergisinin kabul edilmesi ile yakıtlar üzerinden alınan CO2 vergisi, kükürt vergisi olarak sıralanabilir. İsveç’te 1996 yılı itibariyle, petrol vergisi genel enerji vergisine dahil edilmiştir ve elektrik üzerindeki özel üretim vergisi, 1997 yılında özel bir emlak vergisi ile değiştirilmiştir. Enerji ve karbondioksit vergi oranlarındaki güncelleme her yıl tüketici fiyat endeksindeki değişime dayanmaktadır (İsveç Maliye Bakanlığı, 2021).

Norveç’in 1991 yılında uygulamaya koyduğu karbon vergisi kapsamında, vergilendirdiği sektörler arasında benzin, hafif ve ağır fuel oil ve Kuzey Denizi'ndeki petrol ve gaz bulunmaktadır. Kağıt hamuru ve kağıt endüstrisi, balık unu endüstrisi, yerel havacılık, malların yurtiçi nakliyesi ve kıta sahanlığı (tedarik filosu) indirimli oranlar ödemektedir. Yabancı nakliye, Norveç'te balıkçılık, uzak sularda balıkçılık ve dış havacılık vergiden muaftır (Sumner, Bird ve Smith, 2009).

Norveç’in CO2 emisyonları 1990 yılından itibaren artış sergilemiş iken, sera gazları salınımı 1990 yılından 2019 yılına kadar % 2,3 azalma göstermiştir. Toplam emisyonlar ise nispeten sabit kalmıştır. Öte yandan, 1990 yılı öncesi sanayi kaynaklı emisyonlar en büyük emisyon kaynağı iken, 1990 yılından sonra bu emisyonlar % 42 oranında azalma göstermiştir. Bu önemli azalma, 2010 yılı öncesinde sera gazlarını azaltmaya yönelik olarak alınan tedbirler sayesinde olmuştur. 2007 yılından itibaren

en büyük emisyon kaynağı petrol ve gaz çıkarma faaliyetleri kaynaklı olmaktadır (Norveç Çevre Bakanlığı, 2021).

Karbon fiyatlaması ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. Polonya karbon vergisi metrik ton karbon emisyonu başına 0.07 Euro, Finlandiya’da 62 Euro, Norveç’te 58,59 Euro ve en yüksek CO2 fiyatlamasını yapan İsveç’te 116,33 Euro’dur. Diğer taraftan, uygulanan karbon vergisinin salınan sera gazlarını kapsama oranları Polonya’da % 4, Finlandiya’da % 36, İsveç’te % 40 ve en yüksek kapsama alanına sahip olan Norveç’te % 66 dolaylarındadır (The World Bank, 2021).

Söz konusu bu ülkelerin karbon vergisi uygulamaya koyduktan sonra küresel karbon emisyonu paylarında değişimler meydana gelmiştir. Örneğin Finlandiya’da bu oran 1990 yılında % 10 iken, 2021 yılında % 0,07’ye gerilemiştir. Polonya’da 1990 yılında % 0,05’den, 2021 yılında % 0,03’e gerilemiştir. Norveç’te 1991’de bu oran % 0,10’dan 2021 yılında % 0,09’a gerilemiştir. İsveç’te ise, 1991 yılında % 0,11’den 2021 yılına % 0,08’e çekilmiştir (The World Bank, 2021).

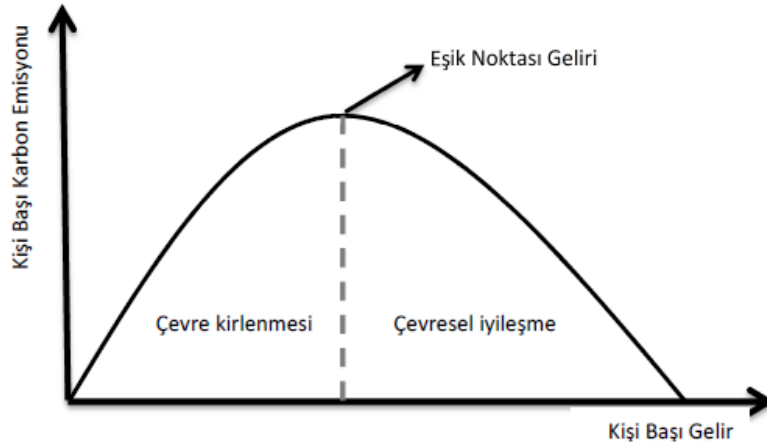
Karbon vergilerinden elde edilen gelirler farklı amaçlar doğrultusunda çeşitli alanlara tahsis edilmektedir. Bunlardan bazıları, iklim değişikliğinin önlenmesi, genel bütçeye tahsis, vergi indirimi ve kalkınmanın finansmanı alanlarıdır. Kuşkusuz bunlar arasında en önemlisi iklim değişikliğinin önlenmesidir (Birinci,2020). Karbon vergisinden elde edilen gelirlerin iklim değişikliğinin önlenmesi amacıyla altyapı yatırımlarında ve karbon fiyatlamasından olumsuz etkilenecek kesimlerin zararlarının tazmini için kullanılması amaçların gerçekleştirilmesi bakımından önerilmektedir (OECD,2017:13; Birinci,2020).

3.2. Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi

Keeling Eğrisinden sonra CO2’i temel alan bir diğer eğri, Çevresel Kuznets Eğrisi (ÇKE) olmuştur. Simon Kuznets 1955 yılında gelir eşitsizliği ile kişi başına düşen gelir arasında ters U şeklinde bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Kuznets iktisadi büyüme ve kalkınma ile gelir dağılımının önce bozulacağını, ancak gelir

artışının belli bir eşiği aşması sonucu gelir artışı devam ettikçe gelir eşitsizliğinin azalacağını ileri sürmüştür. Gene M. Grossman ve Alan B. Krueger (1991) çalışmalarında kişi başına gelir ve çevre tahribatı arasında da benzer bir ilişki olduğunu ifade etmişlerdir. Böylece, ÇKE Hipotezi ortaya atılmıştır. Bu eğri ters U biçiminde, aşağıda gösterildiği gibidir (Serim,2016:138-139). Bu hipotez, başlangıçta ekonomik büyüme arttıkça çevresel tahribatın artacağını, ancak büyümenin belli bir eşik seviyeye ulaşması ile çevresel kirliliğin azalma eğilimine gireceğini ortaya koymuştur (Dam, Karakaya ve Bulut,2013:85-96).

Grafik 2: Çevresel Kuznets Eğrisi



Kaynak: Dinda, 2004:434; Dam, Karakaya ve Bulut,2013

3.3. Uygulama

Bu kısımda, Norveç baz alınarak karbon vergisi ile genişletilmiş ÇKE'nin Norveç için geçerliliği uygun methodlar kullanılarak incelenecektir.

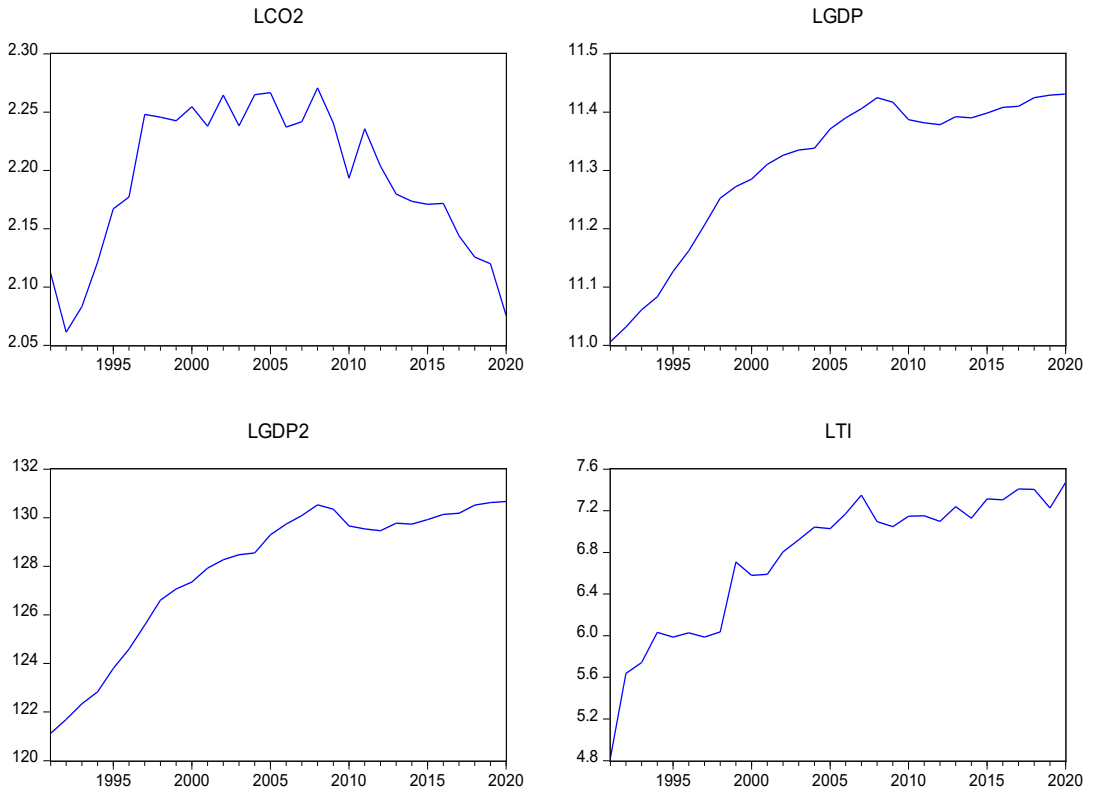
3.3.1. Veri Seti

Bu çalışmada, kişi başına metrik ton CO2 emisyonu, kişi başına gelir (GDP) arasındaki ilişkiyi ele alan ÇKE hipotezi karbon vergisi gelirleri ile genişletilerek

analiz edilmiştir. Analizde, 1991-2020 yılları arasını kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Kişi başına CO2 verileri Norveç Çevre Bakanlığı web sayfasından, kişi başına gelir (GDP) verileri (2010 yılı sabit fiyatları ile Amerikan doları cinsinden) ve karbon vergi geliri (TI) verileri ise Dünya Bankası veri tabanından alınmıştır.

Çalışmada araştırma yöntemi olarak, ilk aşamada geleneksel birim kök testleri, ikinci aşamada fourier birim kök testleri uygulanarak değişkenlerin durağanlık mertebeleri incelenmiştir. Seçilen değişkenlerin birinci mertebeden durağan çıkması sonucu, Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen Fourier ADL yaklaşımı ile koentegrasyon testi yapılmıştır.

Grafik 3: Logaritmik Dönüşümü Sağlanan Verilere İlişkin Grafikler:



Modelde CO2 emisyonu bağımlı değişken olarak, GDP, GDP'nin karesi ve TI değişkenleri bağımsız değişken olarak tanımlanmıştır. Modele dahil edilen söz konusu değişkenlerin tamamının logaritması alınarak analizler elde edilen bu dönüştürülmüş yeni veriler üzerinde yapılmıştır.

Logaritmik dönüşüm sonucu elde edilen yeni serilerin grafikleri Grafik 3’de görüldüğü gibi belli bir sabit noktadan başlamakta olup, bir trend eğilimi göstermektedir. O nedenle, yapılan birim kök testlerinin tamamı sabit ve trendi içerecek şekilde yapılmıştır.

Yukarıdaki veriler ışığında oluşturulmuş regresyon modeli şu şekilde tanımlanabilir;

$$\ln CO_2 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP + \alpha_2 \ln GDP^2 + \alpha_3 \ln TI + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Modelde yer alan α_1 katsayısı kişi başına reel gelirin bağımlı değişken olan kişi başına karbondioksit emisyonu üzerindeki etkisini, α_2 katsayısı kişi başına reel gelirin karesinin bağımlı değişken üzerindeki etkisini ve α_3 katsayısı da karbon vergisi gelirin bağımlı değişken üzerindeki etkisini temsil etmektedir. ÇKE’yi temsil eden eğrinin ters U biçiminde olması dolayısıyla, $\ln GDP$ katsayısı α_1 ’in işaretinin pozitif, α_2 ’nin işaretinin negatif olması beklenmektedir. Karbon vergisindeki artışın CO_2 emisyonunu azaltması beklendiğinden $\ln TI$ ’nin katsayısı α_3 ’ün işaretlerinin negatif olması beklenmektedir. Bu doğrultuda, oluşturulan model incelendiğinde, söz konusu katsayıların işaretlerinin beklentileri karşıladığı görülmektedir. Model iktisadî teoriye uygundur.

3.3.2. Ekonometrik Analiz

Geleneksel birim kök testlerinde şokların etkisinin geçici olduğu varsayılmaktadır. Analizde kullanılan seride yapısal kırılma varsa ve bu dikkate alınmıyorsa, yapısal kırılmayı dikkate almayan geleneksel birim kök testleri durağan olmama yönünde yanıltıcı sonuçlar verecektir (Perron, 1989). Bu nedenle, bu çalışmada ADF ve PP olmak üzere iki geleneksel birim kök testine ilaveten Fourier Durağanlık testi kullanılacaktır. Uygulanan tüm testlerde bilgi kriteri olarak AIC Bilgi kriteri esas alınmıştır.

Tablo 3. 1: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Test	Derece	lnCO2	lnGDP	lnGDP2	lnTI
ADF	Düzey	-1.7039	-1.9853	-1.9589	-2.4214
	İlk Fark	-6.0575***	-3.3205*	-3.3322*	-4.9713***
PP	Düzey	-0.4479	-1.6099	-1.5673	-4.0345
	İlk Fark	-8.7815***	-3.3205*	-3.3322*	-13.7360***

Not: *, ** ve *** sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Koentegrasyon testlerinin uygulanabilmesi için değişkenlerin aynı mertebeden durağan olmaları temel koşuldur. Modelde kullanılan değişkenlerin aynı mertebeden durağan olması sebebiyle Fourier ADL testi uzun dönemde nedensellik ilişkisinin tespiti için kullanılmıştır.

Tablo 3.1’de yer alan ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre, lnCO2, lnGDP, lnGDP2 ve lnTI değişkenleri düzeyde birim köklü iken ilk farkta durağanlaşmışlardır. Öte yandan, geleneksel birim kök testlerine ek olarak Becker, Enders ve Lee Fourier durağanlık testi uygulanmıştır.

Tablo 3. 2: Becker, Enders ve Lee Fourier Durağanlık Testi Sonuçları

Değişkenler	k*	FKPSS
$lnCO2_t$	1	0.13880*
$lnGDP_t$	1	0.18606*
$lnGDP_t^2$	1	0.19014*
$lnTI_t$	1	0.21284*

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde durağanlık hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. k* ise uygun frekans sayısını göstermektedir.

Fourier durağanlık testinde tüm değişkenlerin düzeyde birim köklü olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar geleneksel birim kök testleri ile uyumludur. Değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu belirlendikten sonra, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının tespiti için Fourier ADL koentegrasyon testi kullanılmıştır.

Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen Fourier ADL testi kullanılarak elde edilen sonuçlar ve uzun dönem bulguları sırasıyla Tablo 3.3, Tablo 3.4’de görülmektedir.

Tablo 3. 3: Fourier ADL Koentegrasyon Testi Sonuçları

t_{ADL}^F	k	$\Delta \ln CO2_t$	$\Delta \ln GDP_t$	$\Delta \ln GDP_t^2$	$\Delta \ln TI_t$
-5.93261*	1	0	0	0	0

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi olan koentegrasyon olmadığı hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. k uygun frekans sayısını göstermektedir. Tablodaki diğer değerler ise her bir değişken için AIC’e göre belirlenen uygun gecikme uzunluklarıdır.

Tablo 3.3 incelendiğinde, Banerjee vd. (2017) Koentegrasyon testi için uygun frekans değeri 1 olarak bulunmuş, test istatistiği %5 kritik değerden mutlak değer olarak daha büyük olduğu için, koentegrasyon ilişkisinin yokluğunu gösteren temel hipotez reddedilmekte, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Değişkenlerin uzun dönem katsayıları ve t-istatistiklerini gösteren analiz sonuçları Tablo 3.4’de yer almaktadır.

Tablo 3. 4: Uzun Dönem Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişken: $\ln CO2_t$		
Değişkenler	Katsayılar	t-İstatistikleri
Sabit Terim	-134.10552	-2.98817*
Trend	-0.01071	-8.27680*
$\ln GDP_t$	23.28219	2.90171*
$\ln GDP_t^2$	-0.98912	-2.75903*
$\ln TI_t$	-0.04651	-2.19116*

Not: * %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 3.4’de klasik EKK yöntemine göre uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir. Tablo’da görüldüğü gibi sabit terim de dahil olmak üzere tüm değişkenlerin uzun dönem katsayıları istatistiksel olarak % 5 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi içermektedir. Katsayılara bakıldığında, $\ln GDP$ ’deki % 1’lik bir artış $\ln CO2$

üzerinde % 23 artış yaratacaktır. InGDP2'sindeki % 1'lik bir artış, CO2 salınımını % 0,98 oranında azaltacaktır. InTI'de meydana gelen % 1 bir artışın ise, CO2 salınımlarını % 0,046 azaltacağı söylenebilir. Dolayısıyla, Norveç'te karbon vergisi artışlarının CO2 salınımının azalmasına katkısı olduğu söylenebilir.

SONUÇ

Üretimde ve çeşitli tüketim alanlarında kullanılan aşırı fosil yakıt tüketiminin küresel ısınmaya neden olduğu bilinen bir gerçektir. Gün geçtikçe artan nüfus ve tüketimin küresel ısınma üzerindeki olumsuz etkisinin azaltılması amacıyla küresel çapta önlemler alınmaya çalışılmaktadır. Karbon vergisi, karbon salınımının negatif dışşallığını içselleştirmek amacıyla bu kapsamda alınan bir vergisidir.

Bu çalışmada, karbon vergisi uygulayan ülkelerden biri olan Norveç'in 1991 ve 2020 yılları arasındaki logaritmik olarak dönüştürülmüş verilerinden hareketle, kişi başına gelir, kişi başına gelirin karesi ve karbon vergisi ile CO₂ emisyonu arasındaki koentegre ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Çalışmada öncelikle geleneksel birim kök testleri, yapısal kırılmalı birim kök testleri ve koentegrasyon testleri ile fourier fonksiyonlarına dayanan testler incelenmiştir. ÇKE'nin Norveç için geçerliliğini araştırmak için kişi başına düşen CO₂, kişi başına düşen milli gelir ve karbon vergisi serilerine geleneksel birim kök testleri, Becker, Enders and Lee fourier durağanlık testleri uygulanmış, düzeyde durağan olmayan serilerin ilk farkı alındığında durağan hale geldiği gözlemlenmiştir. Ardından, seriler Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen Fourier ADL Koentegrasyon testi ile analiz edilmiş, klasik EKK yöntemi ile uzun dönem katsayı tahmini yapılmıştır.

Sonuçta, değişkenler arasında istatistiksel olarak % 5 anlamlılık düzeyinde koentegre ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Uzun dönemde modelde, GDP, GDP² ile CO₂ emisyonu arasında istatistiksel olarak % 5 anlamlılık düzeyinde bir ilişkinin varlığı gözlemlenmiştir. Nihai olarak, Norveç'te karbon vergisi artışlarının CO₂ salınımını azaltacağı sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKÇA

- Açıcı, Y.: "Türkiye’de Döviz Kuru Geçişkenliğinin İhracat ve İthalat Fiyatları Üzerindeki Etkisi.", 2015, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Malatya, (Doktora Tezi).
- Arı, E., & Yıldız, A.: "Eşbütünleşme Analizi İle Genç İşsizliği Etkileyen Değişkenlerin Araştırılması.", **Alphanumeric Journal**, 2017, 5(2), s. 309-316.
- Atik, H.: **Küresel Isınma, İklim Değişikliği ve Sosyo-Ekonomik Etkileri**, 2017, İstanbul, Nobel Akademik Yayıncılık.
- Aydın, L.: **Enerji Ekonomisine Giriş**, 2020, Ankara, Seçkin Akademik ve Mesleki Yayınlar.
- Banerjee, P., Arcabic, V., & Lee, H.: "Fourier ADL Cointegration Test To Approximate Smooth Breaks With New.", **Economic Modelling**, 2017, 67, s.114-124.
- Başar, S., Aksu, H., Temurlenk, M., & Polat, Ö.: "Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Büyüme İlişkisi : Sınır Testi Yaklaşımı. ", **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 2009, 13(1), s.301-314.
- 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, s.381-409.

- Birinci, N.: "Karbon Fiyatlandırmasından Elde Edilen Gelirlerin Kullanımı ve Etkinliği.", **Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi**, 2020, 10(19), s.155-179.
- Canpolat, E.: "Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerine Dayalı Kalıntılarla Genişletilmiş Fourier Fonksiyonlu Panel Birim Kök Testi.", 2017, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Malatya, (Doktora Tezi).
- Christopoulos, D., & Leon-Ledesma, M.: "International Output Convergence, Breaks, and Asymmetric Adjustment.", **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, 2011, 15 (3).
- Christopoulos, D., & Leon-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.
- Çağlar, A., & Mert, M.: "Türkiye’de Çevresel Kuznets Hipotezi ve Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Karbon Salınımı Üzerine Etkisi: Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Yaklaşımı.", **Celal Bayar Üniversitesi İİBF Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, 2017, 24(1), s.21-38.
- Çelik, H.: "İleri Teknoloji Mal İhracatı ve Ar-Ge Harcamaları İlişkisi: Türkiye İçin Yapısal Kırılmalı Bir Uygulama.", **Ömer Halis Demir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2021, 14(4), s.1352-1363.

- Çiçek, H., & Çiçek, S.: "Karbon Vergisi ile Karbon Ticareti İzinlerinin Karşılaştırılması.", **İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi**, 2012, 47, s.95-119.
- Çil Yavuz, N.: **Finansal Ekonometri**, 2015, İstanbul, Der Yayınları.
- Dam, M., Karakaya, E., & Bulut, Ş.: "Çevresel Kuznets Eğrisi ve Türkiye : Ampirik Bir Analiz.", **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, EYİ 2013 Özel Sayısı, 2013, s.85-96.
- Engle, R., & Granger, C.: " Co - integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing.", **Econometrica**, 1987, 55(2), s.251-276.
- Finlandiya Çevre Bakanlığı.: "Government Report on the National Energy and Climate Strategy for 2030", 2017, Helsinki.
- Finlandiya Çevre Bakanlığı.: "Air Pollution Control Programme 2030", (Çevrimiçi) <https://ym.fi/en/national-air-pollution-control-programme-2030> , 2021a , 25/11/2021.
- Finlandiya Çevre Bakanlığı.: " Paris Climate Change Agreement ", (Çevrimiçi) <https://ym.fi/en/paris-climate-change-agreement> , 2021b, 25/11/2021.
- Gregory, A., & Hansen, B.: " Residual - based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, Journal of Econometrics.", **Journal Econometrics**, 1996, 70, s.99-126.

- Gujarati, D.: **Basic Econometrics**, 2004, New York, Mcgraw-Hill.
- Güriş, B.: **R Uygulamalı Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Analizi**, 2020, İstanbul, Der Yayınları.
- Güriş, S., Çağlayan Akay, E., & Güriş, B.: **R ile Temel Ekonometri**, 2020, İstanbul, Der Yayınları.
- Hayrulloğlu, B.: "Çevresel Sorunlarla Mücadelede Karbon Vergisi.", **Ekonomi Bilimleri Dergisi**, 2012, 47(2), s.1309-8020.
- Hepsağ, A.: "Türkiye'de Enflasyon ile İşsizlik Arasındaki İlişkinin Analizi: Sınır Testi Yaklaşımı.", **İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası**, 2009, 59(1), s.169-190.
- IEA.: "Renewables –Global Energy & CO2 Status Report.", 2019.
- İsveç Maliye Bakanlığı.: "Reducing CO2 Emissions ", (Çevrimiçi) <https://skatteverket.se//omoss/varverksamhet/> , 26/11/2021.
- Johansen, S.: "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors.", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 1988, 12, s.231-254.
- Johansen, S.: "Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration: With Applications To The Demand For Money.", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 1990, 52, s.169-210.

- Kılıç, C., & Kurt, Ü.: "Kentleşmenin Sağlık Harcamaları Üzerindeki Etkisi: Türkiye İçin ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.", **Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2020, 11(21), s.290-305.
- Kıran, B.: "Zaman Serileri Analizi Ders Notu.", 2014-2015, İstanbul.
- Kızılkaya, F.: "Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Temellere Dayalı Fourier Birim Kök Testlerinin Kombinasyonu.", 2019, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Malatya, (Doktora Tezi).
- Kočenda, E., & Černý, A.: **Elements of time series econometrics : An applied approach**, 2015, Charles University in Prague, Karolinum Press.
- Korkmaz, Ö., & Develi, A.: "Türkiye’de Birincil Enerji Kullanımı, Üretimi, ve Gayrisafi Yurt İçi Hasıla (GSYİH) Arasındaki İlişki.", **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2012, 27(2), s.1-25.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y.: "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root.", **Journal of Econometrics**, 1992, 54, s.159-178.
- Lee, J., & Strazicich, M.: "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks.", **Review of Economics and Statistics**, 2003, 85(4), s.1082-1089.

- Lee, J., & Strazicich, M.: "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with One Structural Breaks.", **Appalachian State University Working Papers**, 2004, 4(17), s.1-15.
- Lumsdaine, R., & Papell, D.: "Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis.", **Review of Economics and Statistics**, 1997, 79(2), s.212-218.
- Maki, D.: "Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks.", **Economic Modelling**, 2012, 29(5), s.2011-2015.
- Narayan, P., & Popp, S.: "A New Unit Root Test With Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time.", **Journal of Applied Statistics**, 2010, 37(9), s.1425-1438.
- Ng, S., & Perron, P.: "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties.", **The review of Economic Studies**, 1996, 63(3), s.435-463.
- Ng, S., & Perron, P.: "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power.", **Econometrica**, 2001, 69(6), s.1519-1554.
- Norveç Çevre Bakanlığı.: "Norwegian green house gas emissions", (Çevrimiçi) <https://www.environment.no/topics/climate/norwegian-green-house-gas-emissions/> , 24/11/2021.
- Peker, Z.: "Yenilenebilir Enerji Gelişimlerinin Sosyal Boyutu.", **Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 2013, 15(4), s.663-691.

- Perron, P.: "The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis.", **Econometrica**, 1989, 57(6), s.1361-1401.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. J.: "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship.", **Journal of Applied Econometrics**, 2001,16(3), s.289-326.
- Phillips, P., & Perron, P.: "Testing for Unit Roots in Time Series Regression.", **Biometrika**, 1988, 75(2), s.335-346.
- Sargan, J., & Bhargava, A.: "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk.", **Econometrica**, 1983, 51,s.153-174.
- Serim, N.: **Çevre ve Doğal Kaynaklar Ekonomisi**, 2016, Bursa, Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- Sevüktekin, M., & Çınar, M.: "Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı.", 2014, Bursa, Dora Yayıncılık.
- Sumner, J., Bird, L., & Smith, H.: "Carbon Taxes: A Review of Experience and Policy Design Considerations.", **A National Laboratory of the U.S. Department of Energy Office of Energy Efficiency & Renewable Energy**, 2009.
- The World Bank.: "Carbon Pricing Dashboard", (Çevrimiçi) https://carbonpricingdashboard.worldbank.org/map_data, 25/11/2021.

- Tıraşoğlu, M.: "Doğrusal Olmayan Panel Birim Kök Testleri E7 Ülkelerinde Gelir Yakınsamasının Araştırılması.", 2017, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, (Doktora Tezi).
- Tsong, C.-C., Lee, C.-F., Tsai, L.-J., & Hu, T.-C.: "The Fourier Approximation and Testing for the Null of Cointegration.", **Emprical Economics**, 2016, 51 (3), s.1085-1113.
- Turgut, E., Uçan, O., & Başaran, N.: "Turizm Sektörünün Türkiye Ekonomisine Etkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı.", **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 2021, (45), s.144-159.
- UN Environment Programme.: "Change in Increase of Atmospheric Carbon Dioxide Concentration", (Çevrimiçi) https://graphs.unepgrid.ch/graph_global_co2_concentration_2.php, 2021a, 20/11/2021.
- UN Environment Programme.: "Global Carbon Dioxide Concentrations", (Çevrimiçi) <https://wesi.unep.org/>, 2021b, 19/11/2021.
- UN Environment Programme.: "CO2 Emissions", (Çevrimiçi) <https://wesi.unep.org/search?fulltext=CO2+emission>, 2021c, 19/11/2021.
- Üstünişik, N.: "Türkiye'de İmalat Sanayiinde Yeşil İmalatın Uygulanabilirliği: Makina İmalat Sanayii Örneği.", 2014, Ankara, Kalkınma Bakanlığı.

- Yerdelen Tatoğlu, F.: **Panel Zaman Serileri Analizi Stata Uygulamalı**, 2020, İstanbul, Beta Yayınları.
- Yergin, D.: **Enerjinin Geleceği** (Ü. Şensoy, Çev.), 2011, Optimist Yayın Dağıtım.
- Yılancı, V.: "Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi.", **Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 2009, 23(4), s.205-213.
- Yılancı, V.: "Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması.", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 2009, 10(2), s.324-335.
- Yılancı, V., & Öztürk, Z.: "Türkiye ile En Büyük Beş Ticaret Ortağının Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisinin Analizi: Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eşbütünleşme Analizi.", **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2011, 36, s.483-492.
- Yücel, F., & Yanar, R.: "Türkiye’de Cari İşlem Açıkları Sürdürülebilir mi? Zaman Serileri Perspektifinden Bir Bakış.", **Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 2005, 14(2), s.483-492.