



AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



Esra TOPALOĞLU

BRICS-T ÜLKELERİNDE YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ VE SEÇİLMİŞ
MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK
ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-SUR YAKLAŞIMI

Ekonometri Anabilim Dalı
Doktora Tezi

Antalya, 2025



AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



Esra TOPALOĞLU

BRICS-T ÜLKELERİNDE YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ VE SEÇİLMİŞ
MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK
ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-SUR YAKLAŞIMI

Danışman

Doç. Dr. Çiğdem DEMİR TOKER

Ekonometri Anabilim Dalı

Doktora Tezi

Antalya, 2025

T.C.
Akdeniz Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,

Esra TOPALOĞLU'nun bu çalışması, jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim Dalı
Doktora Programı tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Prof. Dr. Sibel AYKIN (İmza)

Üye (Danışman) : Doç. Dr. Çiğdem DEMİR TOKER (İmza)

Üye : Doç. Dr. Mehmet ZANBAK (İmza)

Üye : Doç. Dr. Muhammed Hanifi VAN (İmza)

Üye : Doç. Dr. Aliye ATAY (İmza)

Tez Başlığı: BRICS-T ÜLKELERİNDE YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ
VE SEÇİLMİŞ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ
İLİŞKİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-
SUR YAKLAŞIMI

Onay: Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım.

Tez Savunma Tarihi : 06/02/2025

Mezuniyet Tarihi : 06/03/2025

AKADEMİK BEYAN

Doktora Tezi olarak sunduğum “BRICS-T ÜLKELERİNDE YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ VE SEÇİLMİŞ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-SUR YAKLAŞIMI” adlı bu çalışmanın, akademik kural ve etik değerlere uygun bir biçimde tarafımda yazıldığını, yararlandığım bütün eserlerin kaynakçada gösterildiğini ve çalışma içerisinde bu eserlere atıf yapıldığını belirtir; bunu şerefimle doğrularım.

(İmza)

Esra TOPALOĞLU



T.C.
AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



.... / / 2025

TEZ ÇALIŞMASI ORJİNALLİK RAPORU BEYAN BELGESİ

Öğrenci Bilgileri	
Adı-Soyadı	Esra TOPALOĞLU
Öğrenci Numarası	20185245005
Anabilim Dalı	Ekonometri
Programı	Doktora
Danışman Öğretim Üyesi Bilgileri	
Unvanı, Adı-Soyadı	Doç. Dr. Çiğdem DEMİR TOKER
Doktora Tez/Yüksek Lisans Tez/Dönem Projesi Başlığı	BRICS-T ÜLKELERİNDE YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ VE SEÇİLMİŞ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-SUR YAKLAŞIMI
Turnitin Bilgileri	
Ödev Numarası	2597210211
Rapor Tarihi	24.02.2025
Benzerlik Oranı	Alıntılar hariç: %15 Alıntılar dahil: %15
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE, Yukarıda bilgileri bulunan öğrenciye ait tez çalışmasının a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana Bölümler ve d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 93 sayfalık kısmına ilişkin olarak Turnitin adlı intihal tespit programından Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Çalışması Orijinallik Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esaslarında belirlenen filtrelemeler uygulanarak yukarıdaki detayları verilen ve ekte sunulan rapor alınmıştır. Danışman tarafından uygun olan seçenek işaretlenmelidir: (X) Benzerlik oranları belirlenen limitleri aşmıyor ise: Yukarıda yer alan beyanın ve ekte sunulan Tez Çalışması Orijinallik Raporunun doğruluğunu onaylarım. () Benzerlik oranları belirlenen limitleri aşıyor, ancak tez/dönem projesi danışmanı intihal yapılmadığı kanısında ise: Yukarıda yer alan beyanın ve ekte sunulan Tez Çalışması Orijinallik Raporunun doğruluğunu onaylar ve Uygulama Esaslarında öngörülen yüzdelik sınırlarının aşılmasına karşın, aşağıda belirtilen gerekçe ile intihal yapılmadığı kanısında olduğumu beyan ederim.	
Gerekçe:	
Benzerlik taraması yukarıda verilen ölçütlere uygun olarak tarafımca yapılmıştır. İlgili tezin orijinallik raporunun uygun olduğunu beyan ederim.	
Danışman Öğretim Üyesi Unvanı, Adı-Soyadı Doç. Dr. Çiğdem DEMİR TOKER İmza	

İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER.....	i
ŞEKİLLER LİSTESİ	iv
TABLolar LİSTESİ	v
KISALTMALAR LİSTESİ	vi
ÖZET	viii
SUMMARY	ix
TEŞEKKÜR.....	x
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM KAVRAMSAL ÇERÇEVE

1.1. Enerji	4
1.2. Enerji Kaynakları.....	4
1.2.1. Yenilenemez Enerji Kaynakları	5
1.2.1.1. Fosil Enerji Kaynakları.....	5
1.2.1.1.1. Kömür.....	5
1.2.1.1.2. Petrol.....	6
1.2.1.1.3. Doğalgaz.....	7
1.2.1.2. Nükleer Enerji Kaynakları.....	7
1.2.2. Yenilenebilir Enerji Kaynakları	9
1.2.2.1. Güneş Enerjisi	9
1.2.2.2. Rüzgâr Enerjisi	11
1.2.2.3. Hidroelektrik Enerji.....	11
1.2.2.4. Jeotermal Enerji.....	12

İKİNCİ BÖLÜM PANEL VERİ MODELLERİ

2.1. Homojen Panel Veri Modelleri.....	14
2.1.1. Tek Yönlü Panel Veri Modelleri	15
2.1.2. İki Yönlü Panel Veri Modelleri	16
2.2. Heterojen Panel Veri Modelleri.....	17
2.2.1. Tek Yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri	17

2.2.1.1. Birimler Arası Korelasyonsuz Heterojen Panel Veri Modelleri.....	18
2.2.1.1.1. Swamy (1970) Tesadüfi Katsayılar Modeli Tahmincisi.....	18
2.2.1.1.2. Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup Tahmincisi.....	19
2.2.1.2. Birimler Arası Korelasyonlu Heterojen Panel Veri Modelleri.....	19
2.2.1.2.1. Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli.....	20
2.2.1.2.2. Ortak Korelasyonlu Etkiler ve Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup Tahmincisi.....	20
2.2.1.2.3. Genişletilmiş Ortalama Grup Tahmincisi.....	21
2.2.2. İki Yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri	22
2.3. Homojen ve Heterojen Panel Veri Modelleri Arasında Tercihler	22
2.3.1. Homojenlik Testleri.....	23
2.3.1.1. Swamy (1970) $\tilde{S}$ Testi	23
2.3.1.2. Pesaran ve Yamagata (2008) Testi	23
2.3.1.3. Bersvendsen ve Ditzgen (2021) Testi.....	25
2.3.2. Birimler Arası Korelasyon Testleri	26
2.3.2.1. Breusch ve Pagan (1980) LM Testi.....	27
2.3.2.2. Pesaran (2004) CD Testi.....	27
2.3.2.3. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) Düzeltilmiş LM Testi.....	29

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ

3.1. Yapısal Kırılmaların Grafikselsel Olarak İncelenmesi	30
3.1.1. CUSUM ve CUSUMCQ Testleri	30
3.2. Yapısal Kırılmaların Dışsal Olarak Belirlenmesi	32
3.2.1. Chow Testi.....	32
3.2.2. Benzerlik Oranı, Wald ve Lagrange Çarpanı Testi	33
3.3. Yapısal Kırılmaların İçsel Olarak Belirlenmesi	34
3.3.1. Bilinmeyen Kırılma Noktasıyla Yapısal Değişime Yönelik Tahmin Testleri.....	34
3.3.2. Bai ve Perron (1998, 2003) Çoklu Kırılma Analizleri	35
3.3.2.1. Global L Kırılmanın Testi	36
3.3.2.2. İkili Maksimum Testler	37
3.3.2.3. Ardışık Bai ve Perron (2003) Testi	37
3.3.2.4. Kırılma Sayısının Tahmin Edilmesi	38
3.4. Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi	38

3.4.1. Yapısal Kırılmaların Zamana Göre Homojen Olarak Belirlenmesi	39
3.4.2. Yapısal Kırılmaların Zamana Göre Heterojen Olarak Belirlenmesi	42
3.5. Heterojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi	43
3.5.1. Yapısal Kırılmaların Keskin Geçişli Olarak Belirlenmesi	44
3.5.1.1. Yapısal Kırılmalarla Genişletilmiş SUR Tahmincisi	44
3.5.2. Yapısal Kırılmaların Yumuşak Geçişli Olarak Belirlenmesi	47
3.5.2.1. Fourier Fonksiyonu ile Genişletilmiş FSUR Tahmincisi	47

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİNİN ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-SUR YAKLAŞIMI

4.1. Literatür İncelemesi	49
4.2. Araştırmanın Amacı ve Kapsamı	54
4.3. Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler	54
4.4. Varsayımların Testi	60
4.5. Heterojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Birimlere Göre Heterojen Olarak Belirlenmesi	62
4.5.1. Sabitte Yapısal Kırılmaların Heterojen Olarak Belirlenmesi	62
SONUÇ	69
KAYNAKÇA.....	71
ÖZGEÇMİŞ	77

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 4.1 REC Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Yıl Bazında Değişimi.....	57
Şekil 4.2 lnGDP Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Yıl Bazında Değişimi	58
Şekil 4.3 lnCO2 Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Yıl Bazında Değişimi.....	59
Şekil 4.4 FDI Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Zaman Yolu Grafiği	60



TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1.1 Enerji Kaynakları	5
Tablo 4.1 Veri Seti	55
Tablo 4.2 Ülke Bazlı Tanımlayıcı İstatistikler	55
Tablo 4.3 Genel Panel İçin Tanımlayıcı İstatistikler	56
Tablo 4.4 Birimler Arası Korelasyon Testleri	61
Tablo 4.5 Homojenlik Testleri	61
Tablo 4.6 Yapısal Kırılma Testi	63
Tablo 4.7 Yapısal Kırılmalı SUR Tahmin Sonuçları	64



KISALTMALAR LİSTESİ

AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AMG	Geniştirilmiş Ortalama Grup
BIC	Bayes Bilgi Kriteri
BRICS	Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika
BRICS-T	Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye
CO ₂	Karbondioksit Emisyonu
CSA	Yatay Kesit Ortalama
CSD	Yatay Kesit Bağımlılık
CCE	Ortak Korelasyonlu Etkiler
CCEMG	Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup
CSP	Yoğunlaştırılmış Güneş Enerjisi
FE	Sabit Etkiler
FD	Birinci Farklar
FDI	Doğrudan Yabancı Yatırım
FSUR	Fourier Fonksiyonu ile Geniştirilmiş Görünürde İlişkisiz Regresyon
GDP	Ekonomik Büyüme
GES	Güneş Elektrik Santralleri
GLS	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
IID	Bağımsız ve Özdeş Dağılımlı
LWZ	Modifiye Edilmiş Schwarz Kriteri
LR	Benzerlik Oranı
LM	Lagrange Çarpanı
LNG	Sıvılaştırılmış Doğal Gaz
LS	En Küçük Kareler
MG	Ortalama Grup
PC	Temel Bileşen
PLS	Havuzlanmış En Küçük Kareler
RE	Tesadüfi Etkiler
REC	Yenilenebilir Enerji Tüketimi
RCM	Tesadüfi Katsayılar Modeli
SBSUR	Yapısal Kırılmalı Görünürde İlişkisiz Regresyon
SUR	Görünürde İlişkisiz Regresyon

W	Wald
χ^2	Ki-kare



ÖZET

Küresel nüfusun artışı, sanayileşmenin hızlanması ve teknolojik gelişmeler enerji tüketimini hızlandırmaktadır. Artan enerji talebinin karşılanması için yenilenebilir enerji kaynaklarının kullanımı, ülkelerin enerji bağımlılığını azaltmak ve çevresel sürdürülebilirliği sağlamak için önemli bir alternatif oluşturmaktadır. Bu bağlamda çalışmada, hızla büyüyen ekonomileri ve artan nüfuslarıyla enerji tüketimleri açısından dikkat çeken Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye (BRICS-T)'deki yenilenebilir enerji tüketiminin belirleyenlerini araştırmak amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, BRICS-T ülkelerindeki karbondioksit emisyonu, ekonomik büyüme ve doğrudan yabancı yatırım girişlerinin yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkileri 1990-2020 dönemi yıllık verileri kullanılarak yapısal kırılmalı Panel-SUR yaklaşımı ile analiz edilmiştir.

Ampirik sonuçlara göre, ekonomik büyümedeki artış Brezilya, Hindistan, Çin ve Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimini artırırken, Rusya ve Güney Afrika'nın yenilenebilir enerji tüketimini azaltmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki artış yalnızca Rusya'nın yenilenebilir enerji tüketimini artırırken, Brezilya, Hindistan, Çin ve Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimini azaltmaktadır. Doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki artış ise Brezilya ve Güney Afrika'nın yenilenebilir enerji tüketimini artırırken, Çin ve Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimini azaltmaktadır. Ayrıca Brezilya'da 2015, Hindistan'da 2012 yılları sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde anlamlı bir artış tespit edilirken, Çin, Güney Afrika ve Türkiye'de sırasıyla 1998, 2001 ve 2000 yılları sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde istatistiksel olarak anlamlı bir azalış tespit edilmiştir.

Her BRICS-T ülkesi, sahip oldukları farklı doğal kaynaklar, enerji altyapıları ve ekonomik dinamikleri nedeniyle kendine özgü enerji politikaları ve stratejileri benimsemektedir. Ancak, bu ülkelerin çevresel ve ekonomik sürdürülebilirlik hedeflerine ulaşabilmeleri için, yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelik daha kapsamlı ve hedef odaklı politikalar geliştirmeleri büyük bir önem taşımaktadır. Yenilenebilir enerji yatırımlarının artırılması, fosil yakıt bağımlılığının azaltılması ve karbon salınımlarının düşürülmesi, bu ülkelerin hem çevresel etkilerini minimize etmelerine hem de ekonomik büyümelerini sürdürülebilir kılmalarına katkı sağlayacaktır.

Anahtar Kelimeler: Yenilenebilir Enerji Tüketimi, BRICS-T, Panel-SUR

SUMMARY

ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN RENEWABLE ENERGY CONSUMPTION AND SELECTED MACROECONOMIC VARIABLES IN BRICS-T COUNTRIES: PANEL-SUR APPROACH WITH STRUCTURAL BREAKS

The growth of the global population, accelerated industrialization, and technological advancements are driving the increase in energy consumption. In order to meet the rising energy demand, the use of renewable energy sources has become an important alternative for countries to reduce energy dependence and ensure environmental sustainability. In this context, this study aims to investigate the determinants of renewable energy consumption in Brazil, Russia, India, China, South Africa, and Turkey (BRICS-T), which stand out in terms of energy consumption due to their rapidly growing economies and increasing populations. To this end, the effects of carbon dioxide emissions, economic growth, and foreign direct investment inflows on renewable energy consumption in BRICS-T countries have been analyzed using annual data from the period 1990-2020 with a structural break Panel-SUR approach.

According to the empirical results, an increase in economic growth raises renewable energy consumption in Brazil, India, China, and Turkey, while it decreases renewable energy consumption in Russia and South Africa. The increase in carbon dioxide emissions only raises renewable energy consumption in Russia, while it decreases renewable energy consumption in Brazil, India, China, and Turkey. An increase in foreign direct investment inflows raises renewable energy consumption in Brazil and South Africa, while it decreases renewable energy consumption in China and Turkey. Additionally, a significant increase in renewable energy consumption was observed after 2015 in Brazil and after 2012 in India, while a statistically significant decrease in renewable energy consumption was detected after 1998 in China, after 2001 in South Africa, and after 2000 in Turkey.

Each BRICS-T country adopts its own energy policies and strategies due to their different natural resources, energy infrastructures, and economic dynamics. However, for these countries to achieve their environmental and economic sustainability goals, it is crucial to develop more comprehensive and targeted policies for renewable energy sources. Increasing renewable energy investments, reducing dependence on fossil fuels, and lowering carbon emissions will contribute to minimizing their environmental impacts and ensuring the sustainability of their economic growth.

Key Words: Renewable Energy Consumption, BRICS-T, Panel-SUR

TEŞEKKÜR

Bu doktora çalışmasının tamamlanmasında emeği geçen, akademik yolculuğum boyunca bana rehberlik eden, bilgi ve deneyimleriyle beni her zaman destekleyen kıymetli danışman hocam Doç. Dr. Çiğdem DEMİR TOKER'e sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Ayrıca, tez çalışmam süresince sağladıkları değerli katkılar ve eleştirilerle beni yönlendiren tez izleme komitesi jüri üyeleri Doç. Dr. Mehmet ZANBAK ve Doç. Dr. Muhammed Hanifi VAN hocalarıma minnettarlığımı ifade ederim. Doktora sürecimde önemli katkılarda bulunmuş ve emekliliğe ayrılmış olan Prof. Dr. Adil KORKMAZ hocama da gönülden teşekkür ederim.

Bu zorlu süreçte, bana destek olan sevgili anneme, babama ve kardeşlerime, hem zor hem keyifli anlarda yanımda oldukları ve bu süreci daha katlanabilir kıldıkları için teşekkür ederim.

Bu çalışma, bireysel çabalarımın yanı sıra bana inanan ve destek olan herkesin katkılarıyla hayat buldu. Hepsine gönülden teşekkür ederim.

GİRİŞ

İnsanlığın tarihsel gelişim süreci boyunca enerjiye duyulan ihtiyaç sürekli artmıştır. Başlangıçta bu ihtiyaç, temel yaşam gereksinimlerini karşılamak üzere yenilenebilir enerji kaynaklarına bağımlı olarak karşılanmaktaydı. Örneğin tarım toplumlarında enerji ihtiyacı insan gücü, hayvan gücü, su ve rüzgâr gibi yenilenebilir enerji kaynaklarına dayanıyordu. Odun ve diğer biyokütle kaynakları ise yaygın olarak ısınma, aydınlanma, yemek pişirme gibi günlük ihtiyaçlar için kullanılıyordu. Bu dönemde enerji ihtiyacı oldukça sınırlıydı; üretim ve tüketim çoğunlukla küçük ölçekliydi ve yenilenebilir kaynaklar, yerel düzeyde bu ihtiyaçları karşılayabiliyordu.

Sanayi Devrimi ile birlikte, enerji ihtiyacı hızla artmış ve yeni enerji kaynaklarına duyulan ihtiyaç ortaya çıkmıştır. 18. yüzyılın sonlarından itibaren Avrupa'da başlayan bu devrim, enerji üretimi ve kullanımı açısından büyük bir dönüşüm yaratmıştır. Bu süreçte enerji, insan ve hayvan gücünden, kömür, petrol ve doğalgaz gibi fosil yakıtların keşfi ve geniş çapta kullanımına doğru büyük bir değişim göstermiştir. Sanayi Devrimi'nin bu büyük dönüşümü, modern endüstriyel toplumların ve ekonomilerin temelini oluşturmuştur.

Günümüzde enerji ihtiyacı, geçmişe kıyasla çok daha yüksek seviyelerdedir. Küresel nüfusun artması, sanayileşmenin hızlanması ve teknolojik gelişmeler daha hızlı ve daha fazla üretim imkânı sunduğundan ekonomilerin hızla büyümesine olanak sağlamak ve bu ekonomik büyümeyle birlikte enerjiye olan talep hızla artmaktadır. Ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasındaki bu karşılıklı ilişki ülkelerin enerjiye olan bağımlılığını artırmaktadır. Yükselen ekonomiler, büyüme süreçlerinde artan enerji ihtiyaçlarını büyük ölçüde fosil yakıtlardan karşılamaktadır. Artan enerji talebi fosil yakıtlara bağımlılığı sürdürse de, iklim değişikliği ve çevresel kaygılar enerji üretiminde daha sürdürülebilir çözümler aramaya yol açmış ve yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelimi hızlandırmıştır. Bu doğrultuda birçok ülke, enerji üretimini sürdürülebilir kılmak ve karbon emisyonlarını azaltmak amacıyla yenilenebilir enerji yatırımlarını artırmaktadır.

Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye (BRICS-T) ülkeleri de büyüyen ekonomileri nedeniyle dünya enerji tüketiminde önemli bir paya sahiptir. Bu ülkeler, artan enerji ihtiyaçlarını hem fosil yakıtlara hem de yenilenebilir enerji kaynaklarına dayalı olarak karşılamaya çalışmaktadır. Her bir ülkenin enerji tüketim profili; ekonomik yapısı, enerji kaynakları ve politikaları doğrultusunda farklılık göstermekle birlikte her biri yenilenebilir enerji süreçlerinde önemli adımlar atmıştır, ancak bu ülkelerin yenilenebilir enerjiye geçiş hızları ve yaklaşımları farklılık göstermektedir. Her bir ülkenin yenilenebilir enerji stratejisi,

ekonomik ve coğrafi koşullara göre şekillense de hepsinin ortak hedefi, sürdürülebilir bir enerji geleceği için fosil yakıtlara olan bağımlılığı azaltmak ve çevre dostu yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmektir.

Literatürde, BRICS-T ülkelerinin enerji tüketimi üzerine yapılmış pek çok araştırma bulunmaktadır. Bu araştırmalardan bazıları enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye odaklanırken, bazıları enerji tüketim modellemelerinde yenilenebilir enerji kullanımı ve çevresel etkilerini ele almakta, bazıları ise doğrudan yabancı yatırımlar ile yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Elde edilen sonuçlar, bu değişkenlerin birbirini nasıl etkilediği konusunda farklı sonuçlar sunsa da genel eğilim enerji tüketimi ile ekonomik büyümenin birbirini karşılıklı olarak etkilediği, her ülkenin enerji tüketim dinamiklerinin farklılık gösterdiği, doğrudan yabancı yatırımların enerji talebini artırarak ekonomik büyümeye katkıda bulunduğu yönündedir. Ancak bu çalışmaların çoğu; politika değişiklikleri, ekonomik krizler, doğal afetler, teknolojik yenilikler veya önemli dışsal şoklar sonucu ortaya çıkan yapısal değişimleri (kırılmaları) dikkate almayan panel veri modelleri kullanmaktadır. Yapısal değişimler veya kırılmalar ortaya çıkmış fakat buna rağmen yapısal kırılmalar dikkate alınmadan ya da ihmal edilerek modelleme yapılmış ise tahmincilerin sapmasızlık ve etkinlik özelliği bozulmaktadır. Bu nedenle, ekonomideki bu tür yapısal kırılmalar dikkate alınarak modelleme yapıldığında daha güvenilir sonuçlar elde edilmektedir.

Bu bağlamda, çalışmanın temel amacı, yükselen ekonomiler olarak ifade edilen BRICS-T ülkelerinin yenilenebilir enerji tüketimini, literatürdeki geleneksel ekonometrik analiz yöntemlerinden farklı olarak yapısal kırılmaları ekonometrik modelleme sürecine dahil edip analiz etmek ve bu şekilde literatüre ampirik katkı sağlamaktır. Bu kapsamda çalışma üç bölümden oluşmaktadır:

Çalışmanın ilk bölümünde enerji ve enerji kaynakları ile ilgili kavramsal çerçeve ele alınmıştır.

İkinci bölümün ilk iki kısmında homojen ve heterojen panel veri modelleri incelenmiştir. Homojen panel veri modeli kapsamında Sabit Etkiler (FE-Fixed Effects) ve Tesadüfi Etkiler (RE-Random Effects) tahmincileri ele alınırken; heterojen panel veri modeli kapsamında ise birimler arası korelasyonun olmadığı ve olduğu durumlarda kullanılan panel veri modeli tahmincileri ve bu tahmincilerin özellikleri tartışılmıştır. İkinci bölümün üçüncü kısmında; homojen ve heterojen panel veri modelleri arasında tercih yapılırken kullanılan homojenlik testleri ile heterojen panel veri modeli tahmincileri arasında seçim yapmak amacıyla uygulanan birimler arası korelasyon testlerine yer verilmiştir.

Üçüncü bölümün ilk iki kısmında, zaman serisi analizinde yapısal kırılmaların dışsal olarak belirlenmesinde kullanılan testler tanıtılmıştır. Üçüncü kısımda, tek sayıda yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesinde kullanılan Supremum testleri ve birden fazla sayıda yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesinde kullanılan Bai ve Perron (1998, 2003) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testleri ele alınmıştır. Dördüncü kısımda ise, homojen panel veri modellerinde çoklu yapısal kırılmaların zamana göre homojen (ortak) olarak belirlenmesi için Ditzgen vd. (2021) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testi ile yapısal kırılmaların zamana göre heterojen olarak belirlenmesi için Sun vd. (2009) tarafından geliştirilen sabit etkili değişken katsayılı model incelenmiştir. Beşinci kısımda ise, birimler arası korelasyona sahip heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların keskin ve yumuşak geçişli olarak belirlenmesinde kullanılan yaklaşımlar ve tahmin yöntemleri ele alınmıştır.

Son bölüm olan dördüncü bölümde ise ulusal ve uluslararası literatürde yer alan ilgili çalışmalara yer verilmiş; 1990-2020 dönemine ait BRICS-T ülkelerine yönelik veriler ile karbondioksit emisyonu, ekonomik büyüme ve doğrudan yabancı yatırım girişlerinin yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkisi, birimler arası korelasyona sahip heterojen panel veri modeli kapsamında yapısal kırılmalar dikkate alınarak analiz edilmiş ve elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

KAVRAMSAL ÇERÇEVE

1.1. Enerji

Enerji, en basit tanımıyla bir cismin veya nesnenin iş yapabilme yeteneği olarak ifade edilmektedir. Her maddenin bileşiminde, iş yapabilecek güç yani belirli bir miktar enerji bulunmaktadır. Bu güç, bir iş yapmıyorsa potansiyel veya durağan enerji olarak tanımlanmaktadır. Maddenin yapısında bulunan bu gizli güç, fiziksel ya da kimyasal hareketle açığa çıkarılarak iş yapmak amacıyla kullanılabilir. Potansiyel enerjinin açığa çıkması sonucu elde edilen enerji, kinetik enerji olarak adlandırılmaktadır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 1).

Geçmişten günümüze enerji, insanlık tarihinin en temel gereksinimlerinden biri olmuştur. İlk dönemlerde enerji, ısınma ve aydınlatma gibi gündelik ihtiyaçları karşılamak için kullanılırken, Sanayi Devrimi ile birlikte üretimde bir girdi olarak kullanılmaya başlamış ve enerjiye duyulan ihtiyaç her geçen gün artmıştır. Bu durum, enerjinin hem günlük yaşamda hem de ekonomik faaliyetlerde sürdürülebilir bir şekilde korunmasının önemini ortaya koymaktadır.

Endüstrileşme döneminden önce enerji ihtiyacı, doğada mevcut olan insan gücü (iş gücü) kaynaklarıyla karşılanırken, teknolojinin gelişmesiyle birlikte enerji kaynakları uygun yöntem ve tekniklerle elektrik, ısı, ışık gibi farklı formlara dönüştürülerek, çeşitli alanlarda kullanılmaya başlanmıştır. Doğada enerji; potansiyel, manyetik, kinetik gibi farklı biçimlerde bulunduğu için enerji kaynaklarını da değişik şekillerde sınıflandırmak mümkündür (Doğanay ve Coşkun, 2020: 2-3).

1.2. Enerji Kaynakları

Sanayi devrimi sonrası yaşanan teknolojik gelişmeler, enerji tüketimini artırmış ve bu artan talebin karşılanabilmesi için çeşitli enerji üretim kaynakları ihtiyacı doğmuştur.

Enerji üretiminde kullanılan kaynakların sınıflandırılmasında genel olarak kullanılan iki yaklaşım bulunmaktadır. İlk yaklaşım, enerji kaynaklarını kullanışlarına veya tükenir kaynaklar olup olmayışlarına göre yenilenemez ve yenilenebilir enerji kaynakları olarak ayırmaktadır. İkinci yaklaşım ise enerji kaynaklarını dönüştürülebilirliklerine göre birincil ve ikincil enerji kaynakları olarak sınıflandırmaktadır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 1-286). Enerji kaynaklarına ilişkin bu sınıflandırma aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

Tablo 1.1 Enerji Kaynakları

Kullanışlarına Göre		Dönüştürülebilirliklerine Göre	
Yenilenemez	Yenilenebilir	Birincil	İkincil
Kömür	Rüzgâr	Biyokütle	Elektrik
Petrol	Güneş	Fosil Kaynaklar	Benzin
Doğalgaz	Hidrolik	Jeotermal Enerji	Mazot
Nükleer Enerji	Jeotermal	Hidrolik Enerji	Kok

Birincil enerji kaynakları, doğada herhangi bir enerji dönüşümünden geçmemiş yani doğal olarak mevcut bulunan enerji kaynaklarıdır. Biyokütle, fosil yakıtlar (kömür, petrol, doğal gaz), jeotermal enerji, hidroelektrik enerji, nükleer enerji, güneş enerjisi ve rüzgâr enerjisi birincil enerji kaynaklarına örnek olarak verilebilir.

İkincil enerji kaynakları ise birincil enerji kaynaklarının çeşitli yöntem ve teknikler ile kullanıma daha elverişli hale getirilmiş yani enerjiyi kullanım için taşınabilir duruma getirilmiş enerji türleridir. Elektrik enerjisi; doğrudan veya dolaylı olarak kömür, petrol, doğal gaz gibi fosil enerji kaynaklarından, yenilenebilir enerji kaynaklarından veya nükleer enerjiden dönüştürülen bir enerji taşıyıcısı olarak bu türden kaynaklara verilebilecek en temel örnektir.

Bu çalışmada enerji kaynakları, kullanışlarına göre sınıflandırılmış ve sonraki kısımda yenilenemez ve yenilenebilir enerji kaynakları detaylı bir şekilde açıklanmıştır.

1.2.1. Yenilenemez Enerji Kaynakları

Doğada sınırlı miktarda bulunan ve kullanıldıktan sonra tükenen ya da yeniden oluşması oldukça uzun yıllar alan enerji kaynaklarına yenilenemez enerji kaynakları, diğer bir ifadeyle konvansiyonel enerji kaynakları denir (Doğanay ve Coşkun, 2020: 3). Yenilenemez enerji kaynakları, fosil enerji kaynakları ve nükleer enerji kaynakları olmak üzere iki ana başlık altında sınıflandırılabilir.

1.2.1.1. Fosil Enerji Kaynakları

1.2.1.1.1. Kömür

Yeterli miktarda yanıcı organik bileşikler içeren ve doğal halde veya bazı işlemlerden sonra yakıt olarak kullanılabilen kayaçlar “mineral yakıtlar” olarak ifade edilmektedir. Mineral yakıtlar genel olarak kömürler, bitümlü şistler ve petroler olmak üzere üç ana grupta toplanır.

Kömürler; havanın oksijeni ile doğrudan doğruya yanabilen, %55 ila %95 arasında serbest veya bileşik halinde karbon içeren, organik kökenli ve fosilleşmiş katı yakıtlar olarak tanımlanır. Bitkisel kökenli organik maddelerden çok miktarda maddenin belirli bir ortamda birikmesi, doğal süreçlerin etkisiyle bazı fiziksel ve kimyasal değişikliklere uğrayarak

kayaçlaşması diğer bir ifadeyle fosilleşmesi, günümüzde işletilen ya da rezerv olarak bulunan kömürlerin oluşmasına yol açmıştır (Nakoman, 1971: 1; Doğanay ve Coşkun, 2020: 13).

Kömür, başlıca karbon, hidrojen ve oksijen gibi elementlerin bileşiminden oluşmakta ve birincil enerji tüketiminde petrolden sonra ikinci sırada yer almaktadır. İçerdiği karbon oranı, üretebileceği ısı miktarı değeri ve uçucu madde (karbondioksit gazı, oksijen, hidrojen, azot gibi) oranına göre kömürler; jenetik (kronolojik) olarak antrasitler, taşkömürleri (maden kömürleri), linyit ve turba olarak sınıflandırılabilir (Doğanay ve Coşkun, 2020: 16-18):

Antrasitler, karbon oranı en yüksek ve dolayısıyla ısı değeri en yüksek olan sert kömürlerdir. Rezervlerinin sınırlı olması, uçucu madde oranlarının çok düşük ve karbon oranlarının yüksek olması nedeniyle, ekonomik değeri en yüksek kömür türüdür. Demir-çelik üretiminde hammadde kaynağı olarak kullanılan en ekonomik kok kömürü de, antrasitten üretilmektedir.

Taş kömürleri (maden kömürleri), antrasitlerden sonra karbon oranı ve ısı değeri en yüksek olan kömür çeşididir. Sanayi sektörünün temel enerji kaynaklarından biridir ve dünya kömür rezervlerinin büyük bir çoğunluğunu oluşturmaktadır.

Oluşumları, taş kömürlerinden yeni olan linyit, sanayi sektörünün artan enerji ihtiyacını karşılamak için termik santrallerde elektrik üretiminde hammadde olarak kullanılmaktadır

Turbalar, nemli topraklarda veya sakin sularda oksijen miktarının nispeten az olması nedeniyle çökelen bitki artıklarının oksitlenmeden biyokimyasal değişimlere uğraması sonucu oluşmaktadır (Nakoman, 1971: 169). Uçucu madde oranı en yüksek, karbon oranı ve ısı değeri en düşük olan turbanın ekonomik değeri yok denecek kadar düşüktür (Doğanay ve Coşkun, 2020: 19).

Kömür, özellikle enerji kaynağı ve mekanik güç kaynağı olmasının yanı sıra hammadde kaynağı olarak da önemli bir yere sahiptir. Günümüzde kömür, kimya sanayisinde damıtma ve ayırıştırma yoluyla havagazı gibi çeşitli gazlar, katran, benzol ve benzeri kimyasal maddeler; amonyak, naftalin gibi diğer kimyasal maddeler ve çeşitli eczacılık maddelerinin elde edilmesinde temel hammadde kaynaklarındandır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 10).

1.2.1.1.2. Petrol

Kimyasal bileşimi ile içinde bulunduğu atmosferik basınç ve sıcaklık koşullarına bağlı olarak katı, sıvı veya gaz halinde bulunabilen ve yeraltındaki kayaçların gözeneklerinde oluşan doğal bir hidrokarbon (karbon ve hidrojen elementlerinden oluşan organik bileşikler) karışımıdır (Acar vd., 2011: 3-9). Hidrokarbonlar; katı halde asfalt, bitümlü şist ve parafin, sıvı halde ham petrol, gaz halinde ise metan, etan, propan ve bütan olarak adlandırılmaktadır.

Günümüzde, “petkim” veya “petrokimya” olarak ifade edilen ve petrolü işleyerek çeşitli ürünlerini elde eden sanayi kolu, petrolden birçok yan ürün üretmektedir. Bu yan ürünler arasında benzin, mazot (motorin), gazyağı, jet yakıtı, çeşitli makine ile motor yağları gibi sıvılaştırılmış yakıtlar öne çıkmaktadır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 4).

Petrol, kömüre kıyasla çok daha verimli bir enerji kaynağıdır. Petrolden üretilen sıvı yakıtların ağır vasıtalar, gemilerde, trenlerde ve sonrasında uçaklarda kullanılmaya başlanmasıyla petrolün önemi 20. yüzyılda zirveye ulaşmıştır (Ege, 2019: 24). Günümüzde de petrol, dünya birincil enerji tüketiminde fosil yakıtlar ve diğer enerji kaynakları arasında en büyük paya sahip olup önemini korumaktadır. Termik enerji kaynağı olarak kömüre göre daha avantajlı olması, petrole olan talebin artmasında belirleyici bir faktördür (Doğanay ve Coşkun, 2020: 90).

1.2.1.1.3. Doğalgaz

Doğalgaz, büyük oranda gaz halinde bulunan petrol türevi bir yakıttır. Doğalgazı oluşturan hidrokarbon bileşikler ağırlıklı olarak metan olmakla birlikte, etan, propan ve bütan gazlarını da içermektedir (Doğanay ve Coşkun, 2020: 179). Doğalgazı oluşturan bu hidrokarbon bileşikler, aynı zamanda petrolün de bileşenlerindendir.

Doğalgaz, hem kısa hem de artan enerji tüketimi ve teknolojik gelişmelere paralel olarak uzun mesafelerde boru hatları aracılığıyla yüksek basınç altında taşınabilir. Boru hattı ile taşınması mümkün olmayan durumlarda ise sıvılaştırılmış doğalgaz (LNG-Liquified Natural Gas) olarak tanklarda taşınır. LNG, çok yüksek basınç altında soğutulmuş sıvı halde tutulduğundan, mümkün olan en düşük sıcaklıkta korunması gerekmektedir.

Doğalgaz; konutlarda ısıtma, sıcak su ve pişirme gibi günlük ihtiyaçların karşılanmasında kullanılırken, sanayi sektörünün de artan enerji ihtiyacını karşılamada değerli ve stratejik bir enerji kaynağı olarak büyük rol oynamaktadır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 183-185).

1.2.1.2. Nükleer Enerji Kaynakları

Çekirdek enerjisi olarak da bilinen nükleer enerji, nükleer reaksiyon sonucu ortaya çıkan bir enerji türüdür. Nükleer reaksiyonlarda, kimyasal reaksiyonların aksine kütle korunmaz ve reaksiyon öncesi ve sonrası oluşan kütle farkı enerjiye dönüşür (Ege, 2019: 62).

Bir veya daha fazla sayıda nükleer reaktörün uranyum veya toryumu enerji kaynağı olarak kullandığı nükleer santraller olarak adlandırılan tesislerde, maddenin en küçük parçacığı olan atomun çekirdeklerinin parçalanması (fizyon) veya birleştirilmesi (füzyon) sonucu nükleer

enerji açığa çıkmaktadır. Atom çekirdeğinin iki veya daha fazla çekirdeğe bölünmesi anlamına gelen fizyon sırasında büyük miktarda enerji açığa çıkmaktadır.

Nükleer enerjiyi elde etmenin bir diğer yöntemi olan füzyon, iki veya daha fazla atom çekirdeğinin birleştirilmesi ile daha ağır ve yeni bir atom çekirdeğinin oluşturulması sürecidir. Bu reaksiyon sırasında da büyük miktarda enerji açığa çıkmakta ve bu enerji çeşitli yöntemlerle elektrik enerjisine dönüştürülmektedir.

Nükleer enerjinin hammaddeleri olan uranyum ve toryum, aynı zamanda radyoaktivitesi en yüksek metaller arasında yer alan stratejik madenlerdir. Uranyum, daha az bazı işlemlerden geçirildikten sonra kullanılabilirken, toryum çok daha pahalı ileri teknoloji gerektiren işlemlerden sonra parçalanarak uranyum durumuna getirilir ve ancak bu şekilde enerji üretimi için kullanılabilir. Bu nedenle toryum kaynaklı nükleer enerji, uranyuma göre daha zor ve daha maliyetli olmaktadır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 265-267). Ayrıca, “Nükleer santrallerde kullanılan yakıtı diğerlerinden ayıran önemli bir özellik, santralde çıkan kullanılmış yakıtın içindeki değerli maddelerin geri kazanılmak üzere yeniden işlenebilmesidir” (Ege, 2019: 208).

Nükleer santrallerde güvenlik öncelikli bir konudur. Örneğin bir kömür veya doğalgaz santralinde meydana gelebilecek bir kaza ile bir nükleer santralde meydana gelebilecek kaza arasında elektromanyetik dalganın yani radyasyonun doğası nedeniyle ciddi farklar bulunmaktadır. Nükleer santraldeki kazalar, geleneksel santrallerdeki kısa süreli şiddetli etkiye kıyasla hem kısa hem de uzun süreli etkilere sahiptir (Ege, 2019: 228). Diğer yandan, her enerji üretim yöntemi beraberinde çevresel etki ve atık üretmektedir. Nükleer santraller, termik santrallere kıyasla çok daha az atık üretmekle birlikte, atık yönetimi dikkatle ele alınması gereken bir konudur. Bazı bilim insanları ve mühendisler bu konuyu daha çok idari, politik ve sosyolojik bir sorun olarak değerlendirirken, bazıları binlerce yıl boyunca aktif kalan atıkların insan ve çevre için büyük bir tehdit oluşturduğunu savunmaktadır.

Tüm bu tartışmalara karşın, nükleer enerjiyi barışçıl olarak farklı amaçlarla değerlendirmek de mümkündür. Örneğin enerji yoğunluğu açısından bakıldığında, bir hidroelektrik santralde yüzlerce kat küçük bir alanda ve bir termik santralde de birkaç kat daha küçük bir alanda aynı miktarda enerji üretme kapasitesi yalnızca nükleer teknolojiye has bir özelliktir (Ege, 2019: 230). Bu nedenle, nükleer enerjiden elektrik enerjisi üretimi oldukça verimlidir (Doğanay ve Coşkun, 2020: 273).

Nükleer enerjinin gelecekteki durumu kesin olmamakla birlikte ülkelerin nükleer enerjiden yararlanma eğilimleri, nükleer enerjinin elektrik üretimindeki payı ve rekabet gücü üzerinde siyasi ve politik kararların etkili olacağını söylemek mümkündür.

1.2.2. Yenilenebilir Enerji Kaynakları

Genel olarak, kullanıldıkça kendini yenileyebilen ve geri kazanımı, tüketim hızından daha hızlı olan kaynaklar, yenilenebilir enerji kaynakları olarak ifade edilmektedir. Fosil enerji kaynaklarının iklim değişikliğine olan olumsuz etkileri göz önünde bulundurulduğunda yenilenebilir enerji kaynakları, fosil enerji kaynaklarına kıyasla sürdürülebilir, çevre dostu, temiz ve güvenilir enerji kaynaklarıdır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 286).

1.2.2.1. Güneş Enerjisi

İnsanoğlunun geçmişten günümüze yararlanmış olduğu enerji kaynaklarının temelinde, doğrudan ya da dolaylı olarak Güneş'in olduğu gerçeği yatmaktadır. Yenilenebilir enerji kaynakları içerisinde en temiz, en tükenmez ve en güçlü enerji kaynağı olan Güneş, enerjisini ışıyarak yaymaktadır. Dünya'dan yaklaşık 150 milyon kilometre uzaklıkta bulunan Güneş ve enerjisi olmadan, bildiğimiz anlamda bir yaşam var olamazdı. Güneş'ten gelen ışınların hepsi yeryüzüne ulaşmasa da bu ışınlar, atmosferi ve yeryüzünü ısıtma gücüne sahiptir. Güneş enerjisinin ilk kullanımı, M.Ö. 700'lü yıllarda güneş ışınlarının cam ve aynalarla ateş yakmak amacıyla kullanılmasıyla başlamıştır (Ege, 2019: 27).

Güneş enerjisi, Güneş'in çekirdeğinde bulunan hidrojen gazının helyuma dönüşmesiyle oluşan füzyon süreci sonucunda ortaya çıkan bir ışıma enerjisidir (Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı). Bu ışıma veya ışık, elektromanyetik bir dalga olup elektrik ve manyetik alanlarının birbirine dik düzlemlerde dalga hareketi yapması şeklinde ilerler. Fizyolojik olarak gözlerimize ışık olarak gelen bu dalgalar, beynimizde görüntüye dönüştürülür. Dalga türü ne olursa olsun ister deniz dalgası ister ses dalgası olsun her dalga bir enerji taşımaktadır.

Güneş ışınları, her dakika küresel enerji tüketiminden çok daha fazlasını yerküreye taşımaktadır. Genelde kırmızı ışıktan başlayarak görünür, mor ötesi, X ve gama ışınlarını içerir. Özellikle morötesi, X ve gama ışınları gibi yüksek frekanslı ve küçük dalga boylu bileşenler madde ile etkileşim yaparken bir parçacık gibi davranır ve dalga hareketi ile bir noktadan diğerine ilerlerler. Bu parçacıklara, "ışıma enerji paketi" anlamına gelen foton denilmektedir. Güneş enerjisinden yararlanma, güneş ışınları içindeki yüksek frekanslı bileşenlerin bu parçacık karakteri yani fotonlar sayesinde mümkün olmaktadır (Dünya Enerji Konseyi Türk Milli Komitesi, 2009: 5-6).

Güneş enerjisinden yararlanmak amacıyla farklı uygulama alanları ve çalışma koşullarına uygun pek çok teknoloji geliştirilmiştir. Bu teknolojiler, kullanılan malzeme ve teknolojik seviyelerine göre çeşitlilik göstermekle beraber temelde iki ana gruba ayrılmaktadır. Bunlar ısı güneş enerjisi teknolojileri ve fotovoltaik (fotoelektrik) güneş teknolojileridir.

Isıl çevrim yönteminde güneş enerjisinden yararlanma, sıcaklık değerlerine göre düşük sıcaklık uygulamaları ve yoğunlaştırılmalı güneş ısı (CSP-Concentrating Solar Power) teknolojisi olarak ikiye ayrılmaktadır. Düşük sıcaklık uygulamalarında, düzlemsel güneş kolektörleri ve havalı güneş kolektörleri kullanılmaktadır. Düzlemsel güneş kolektörleri, güneş ışınımını ısı enerjisine dönüştüren en basit ve en yaygın yöntemdir. Bu yöntem, güneş enerjisinin su, hava veya başka bir akışkana iletilmesini sağlar. Türkiye’de Akdeniz ve Ege bölgeleri gibi güneş enerjisi potansiyeli yüksek bölgelerde sıcak su ısıtma amacıyla yaygın olarak kullanılmaktadır. Diğer bir kolektör türü olan havalı güneş kolektörleri ise yutucu yüzey ile çalışma akışkanı hava sayesinde güneş enerjisini ısı enerjisine dönüştürmektedir (Dünya Enerji Konseyi Türk Milli Komitesi, 2009: 17-18).

Güneşten gelen enerjinin çeşitli ayna düzenekleriyle (parabolik oluk sistemleri, çanak/motor sistemleri, güneş kulesi gibi) yüksek sıcaklıkta ısı enerjisine dönüştürüldüğü yoğunlaştırılmış güneş enerjili güç sistemleri iki ana bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde güneş enerjisi toplanıp ısı enerjisine dönüştürülür; ikinci bölümde ise bu ısı enerjisi elektrik enerjisine dönüştürülmektedir. Bu sistemler, fotoelektrik dönüşüm sistemlerinde olduğu gibi güneş ışınımını doğrudan kullanmaktadır (Dünya Enerji Konseyi Türk Milli Komitesi, 2009: 29).

Diğer bir yöntem olan fotovoltaik güneş teknolojileri ise güneş hücreleri veya güneş panelleri sayesinde güneş ışığını direkt elektrik enerjisine dönüştürür. Işığın yani fotonların doğrudan elektrik enerjisine dönüştürüldüğü süreci ifade eden ve güneş pilinin (fotovoltaik pil) çalışma prensibi olan fotovoltaik veya fotoelektrik etki, 1839 yılında Fransız Fizikçi Alexandre-Edmund Becquerel tarafından keşfedilmiştir. Üzerine güneş ışınımı düştüğünde doğrudan elektrik enerjisi üreten güneş pilleri, dünya üzerinde bolca bulunan silikon gibi basit bir malzemeden üretilmektedir. Fotovoltaik pillerin uygulama alanları arasında çatı ve dış cephe uygulamaları, otoyol ve park aydınlatmaları sayılabilir. Fotovoltaik pillerin bir başka uygulama alanı ise güneş panelleri ve güneş elektrik santralleridir (GES). Güneş panelleri, çok sayıda fotovoltaik pilin bir araya gelmesiyle oluşan modüler akım üreticileridir (Dünya Enerji Konseyi Türk Milli Komitesi, 2009: 6-45).

Güneş enerjisinin genel kullanım alanları; sıcak su üretimi, bozulmaya yatkın gıdaların soğutulması, meyve ve sebzelerin besin değerlerini kaybetmeden uzun süre korunabilmesi amacıyla kurutulması, pişirilmesi, deniz suyunun içilebilir hale getirilebilmesi, sulama sistemleri ve elektrik üretimi gibi çeşitli uygulamalardır (Dünya Enerji Konseyi Türk Milli Komitesi, 2009: 22-28).

Sonuç olarak; güneş enerjisinin potansiyelinin yüksek olması, işletme maliyetinin düşük olması, yenilenebilir (temiz) ve çevre dostu bir kaynak olması nedeniyle artan enerji ihtiyacını karşılamada kullanımı, küresel ölçekte çevre kirliliğine neden olan fosil yakıt kaynaklı enerji üretimine göre daha cazip hale gelmekte ve her geçen gün önemi giderek artmaktadır.

1.2.2.2. Rüzgâr Enerjisi

Güneş enerjisinin dolaylı bir biçimi olan rüzgâr enerjisi, yeryüzünün her bölgesinin eşit şekilde ısınmaması sonucunda oluşan yüksek ve alçak basınç merkezlerinin etkileşimiyle ortaya çıkmaktadır. Basınç merkezleri arasında, daima yüksek basınç (antisiklon) merkezlerinden alçak basınç (siklon) merkezine doğru hareket eden hava akımına rüzgâr denir. İki bölge arasındaki basınç farkı ne kadar büyük olursa, hava akımının hızı da o denli büyük olmaktadır.

Rüzgârın hızı, anemometre adı verilen bir cihazla ölçülmekte ve sahip olduğu hıza bağlı olarak farklı potansiyellerde kinetik enerji içermektedir. Bu kinetik enerji, rüzgâr türbinleri aracılığıyla elektrik enerjisine dönüştürülmektedir. Ancak rüzgârın sahip olduğu hız, türbinlerin dönüş hızını ve dolayısıyla üretilen enerji miktarını doğrudan etkilemektedir. Hızlı esen rüzgarlar, türbin kanatları üzerinde daha yüksek bir basınç oluşturarak türbinlerin daha hızlı dönmesini ve daha fazla elektrik enerjisi üretilmesini sağlamaktadır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 253).

Rüzgârdan üretilen elektrik enerjisi, karbondioksit (CO_2) emisyonuna neden olmaz. Bu özelliğiyle CO_2 salınımı yüksek ve sera gazı etkisi yaratan fosil yakıt kaynaklı enerji üretimine bağımlı olan ülkeler için sürdürülebilir ve dışa bağımlılığı azaltıcı bir alternatif enerji kaynağıdır.

Öte yandan, rüzgâr enerjisinden verimli şekilde yararlanabilmek için rüzgârın hızı, yönü ve esme sıklığı, yani frekansı önemli coğrafi faktörlerdir. Ancak yeryüzünde rüzgârın coğrafi dağılımı eşit olmadığından, rüzgâr enerjisinden her bölgede ekonomik bir şekilde faydalanmak mümkün değildir. Coğrafi dağılımın sınırlayıcı etkisi ve rüzgâr enerjisi yatırımlarının yüksek maliyeti, bu kaynağın kullanılabilirliğini kısıtlamaktadır. Bu nedenle, rüzgâr enerjisiyle elektrik üretimi, coğrafi şartları elverişli olan ülkelerde daha büyük önem kazanmaktadır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 252-256).

1.2.2.3. Hidroelektrik Enerji

Hidroelektrik veya hidrolik enerji, suyun yüksekten düşmesi ya da düşürülmesi sonucu potansiyel enerjisinin türbin ve jeneratörler aracılığıyla kinetik enerjisine dönüştürülmesiyle elde edilen bir enerji türüdür. Elektrik enerjisi üretiminde su gücünden yararlanmak amacıyla

kurulan Hidroelektrik Santrallerde, akarsu ya da nehir gibi akış halindeki suyun önüne sağlam bir beton duvar inşa edilmektedir. Bu duvar, suyun seviyesini yükselterek potansiyel enerjisini artırır. Yükselen su, santralde bulunan ekipmanlar sayesinde türbin adı verilen bölümlerden geçerek kinetik enerjisine dönüşmektedir. Oluşan kinetik enerji ise türbinlere bağlı jeneratör motorlarını hareket ettirerek elektrik enerjisi üretmektedir (Dinçer vd., 2017: 556).

Yenilenebilir enerji kaynakları arasında önemli bir yere sahip olan hidroelektrik enerjinin üretiminde kullanılan Hidroelektrik Santraller, hem ekonomik hem de çevresel açıdan bazı önemli avantajlara sahiptir. Bu avantajlara örnek olarak, hava kirliliği yaratmaması sebebiyle küresel ısınmaya neden olan sera gazı emisyonlarının azaltılmasına katkı sağlaması, ani sel ve taşkın gibi olaylara karşı koruma sağlaması, istihdam oluşturmaları, yalnızca elektrik üretimi değil, çevresindeki tarım arazilerinin su ihtiyacını karşılaması, yüksek verimlilikleri ve uzun ömürlü yapıları gösterilebilir (YEK, 2016; Dinçer vd., 2017: 557).

1.2.2.4. Jeotermal Enerji

Jeotermal enerji, yer yuvarlağının derinliklerinde bulunan aşırı ısınmış kayalar ile yüksek sıcaklık ve basınca sahip suyun sondajlar aracılığıyla yeryüzüne sıcak su, buhar ve sıcak su karışımı veya kuru buhar şeklinde çıkarılmasıyla elde edilen bir enerji türüdür. Eğer bir bölgede aşırı ısınmış kayalar mevcutsa, sondaj yoluyla enjekte edilen soğuk sudan da aşırı sıcak su veya buhar elde edilebilir. Bu şekilde çıkarılan kuru buhar ya da sıcak su buhar karışımı; elektrik enerjisi üretimi, tarım, mekân ısıtması, sportif tesisler ve çeşitli endüstriyel alanlarda kullanılabilir (Canik, 2000: 1).

İnsanlar, jeotermal kaynaklardan ilk çağlardan beri özellikle sağlık amacıyla faydalanmışlardır. Doğal sıcak su kaynaklarının sanayi amaçlı kullanımı ise 1827 yılında İtalya'da borik asit üretimiyle başlamıştır. Zamanla bu enerji, elektrik üretimi gibi farklı alanlarda da kullanılmaya başlanmıştır. Örneğin 1904 yılında İtalya'da doğal buhardan ilk elektrik üretilmiş; 1930'da İzlanda Reykjavik şehrinde doğal sıcak su şehir ısıtması için kullanılmaya başlanmıştır. Ayrıca 1949'da Yeni Zelanda'nın Wairakei sahasında turistik bir otel için sıcak su temini amacıyla sığ sondajlar açılmış ve 1954 yılında santral kurulup elektrik üretimine geçilmiştir. Jeotermal enerji; 1960'da Amerika'da, 1961'de Meksika ve 1966'da Japonya'da elektrik üretimi için kullanılmaya başlanmıştır (Canik, 2000: 1; Devlet Planlama Teşkilatı, 1996: 4-5)

Jeotermal enerji kaynaklarının coğrafi dağılımı ile tektonik kuşaklar, fay hatları ve volkanik faaliyet bölgeleri arasında güçlü bir bağ vardır (Doğanay ve Coşkun, 2020: 229). Dünyadaki genç tektonik hatlar ve volkanizma kuşakları jeotermal enerji için büyük potansiyel

alanlar oluşturmaktadır. Bu alanlar genel olarak And Volkanik Kuşağı, Alp-Himalaya Kuşağı, Doğu Afrika Rift Sistemi ve Batı Pasifik Kuşağıdır. Türkiye de dünyanın en büyük jeotermal kuşaklarından biri olan Alp-Himalaya kuşağı üzerinde yer almakta ve önemli bir jeotermal potansiyele sahiptir. Bu potansiyelin büyük bir kısmı, genç tektonik hareketlerin ve buna bağlı volkanizmanın yoğun olduğu Ege Bölgesi'nde bulunmaktadır. Nitekim Türkiye'de jeotermal amaçlı ilk kuyu, 1963 yılında İzmir'in Balçova ilçesinde açılmıştır.

Jeotermal enerjinin farklı kullanım alanları bulunmaktadır. Bu alanlar arasında ısıtma işleri (konutların, seraların, caddelerin, hava alanı pistlerinin ısıtılması gibi), kurutma işleri (mobilya ahşabı ve inşaat kerestelerin kurutulması, üzüm, incir, kayısı gibi çeşitli meyvelerin kurutulması gibi) ve elektrik enerjisi üretimi yer almaktadır. Jeotermal enerjinin en ekonomik kullanım şekli ise elektrik enerjisi üretimidir (Doğanay ve Coşkun, 2020: 232-233).



İKİNCİ BÖLÜM

PANEL VERİ MODELLERİ

Panel veri; bireyler, ülkeler, firmalar veya hane halkları gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerinin belirli bir dönemde bir araya getirilmesiyle oluşturulan bir veri türüdür. Panel veri, N sayıda birim ve her bir birime karşılık gelen T sayıda gözlemden oluşmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2021: 2). Bu nedenle, panel veriler hem kesit boyutunu hem de zaman boyutunu içermektedir.

Ekonometrik analizlerde genellikle ya sadece belirli bir zaman noktasında farklı birimlerden toplanan verileri ifade eden yatay kesit veriler ya da değişkenlerin zaman içindeki değişimlerini gösteren zaman serisi verileri kullanılmaktadır. Bu durum, analizlerin ya sadece kesit boyutuna ya da yalnızca zaman boyutuna odaklanılmasına neden olmaktadır. Ancak zaman serisi veya yatay kesit verileri kullanılarak yapılan çalışmalarda, birimlerin heterojen özellikleri genelde modele dahil edilmemektedir. Oysa analizlerde kullanılan birimler genellikle heterojendir ve bu farklılıkları dikkate almamak, ilgilenilen parametrelerin yanlış ve tutarsız tahmin edilmesine yol açabilir.

Panel veri analizi, birimlerin zaman serilerinden gelen özelliklerini ve yatay kesit verilerden kaynaklanan birimler arası farklılıkları (yani heterojenliği) modele dahil ederek daha doğru ve güvenilir tahminlerin yapılmasını sağlamaktadır. Ayrıca panel veri, zaman serisi ve yatay kesit veri gözlemlerinin birleşiminden oluştuğu için araştırmacıya daha geniş bir veri setiyle çalışma imkânı sunmaktadır. Bu durum, daha fazla serbestlik derecesi ve daha az çoklu doğrusallık içerir, dolayısıyla ekonometrik tahminlerin etkinliğini artırır (Hsiao, 2005: 146).

Bu bölümde homojen ve heterojen panel veri modelleri ele alınacak ve bu modeller arasında tercih yapılırken literatürde yer alan testler tanıtılacaktır.

2.1. Homojen Panel Veri Modelleri

Bir panel veri regresyonu, değişkenlerinde çift alt simge olması nedeniyle normal bir zaman serisi veya kesit regresyonundan farklıdır (Baltagi, 2021: 15). Genel olarak panel veri regresyon modeli şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (1)$$

Burada i alt indisi; bireyler, ülkeler, firmalar veya hane halkları gibi birimleri, t alt indisi; gün, ay, yıl veya mevsim gibi zamanı ifade etmektedir. Başka bir deyişle, i alt indisi kesit boyutunu;

t alt indisi ise zaman boyutunu göstermektedir. Modelde α sabit terimi; β_j , 1'den k 'ya kadar $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ eğim parametrelerini; X_{jit} , k . bağımsız (açıklayan) değişken(ler)in t zamanında i . birim için aldığı değeri; y , bağımlı (açıklanan) değişken(ler)in t zamanında i . birim için aldığı değeri ve u_{it} sıfır ortalama ve sabit varyanslı tüm zaman dönemi ($t = 1, 2, 3, \dots, T$) ve tüm birimler için ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) bağımsız ve özdeş dağıldığı (IID-Independent and Identically Distributed) $[IID(0, \sigma_u^2)]$ varsayılan hata terimini göstermektedir.

(1) numaralı denklemde, hem sabit terim (α) hem de eğim parametreleri (β_j) birimlere ve zamana göre sabit yani homojen olmaktadır. Başka bir ifade ile sabit ve eğim katsayıları, birimlere ve zamana göre değişmemektedir. Bu tür modeller, havuzlanmış (pooled) regresyon modelleri olarak adlandırılmakta ve parametrelerin (β) tahmini için Havuzlanmış En Küçük Kareler (PLS-Pooled Least Squares) yöntemi kullanılmaktadır (Gujarati vd., 2012: 640-645).

2.1.1. Tek Yönlü Panel Veri Modelleri

Panel veri analizinde kullanılan birimlerin genellikle heterojen olması, hem sabit hem eğim parametrelerinin birimlere ve zamana göre homojen olduğu varsayımını oldukça kısıtlayıcı hale getirmektedir. Bu nedenle, panel veri analizinde heterojenliği modele dahil etmek için sabit ve/veya eğim parametrelerinin birimlere ve/veya zamana göre değişken (heterojen) olduğunu varsaymak ve buna uygun tahmin yöntemleri belirlemek daha doğru bir yaklaşım olacaktır (Wooldridge, 2010: 710).

Panel verilerde, gözlemlenemeyen birim özelliklerini yansıtan birim etkilerinin modele dahil edilmesinin en kolay yollarından biri, sabit parametrenin birimlere göre değişken (heterojen) olduğunu varsaymaktır. Bu varsayım ile modelin sabit parametresinin her bir birey, firma, ülke için farklı (heterojen) olduğu kabul edilirken, eğim parametresinin sabit yani homojen olduğu kabul edilmektedir (Hsiao, 2014: 11). Bu tür modeller Tek Yönlü Panel Veri Modelleri olarak ifade edilmektedir (Baltagi, 2021: 16):

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (2)$$

Modelde α_i tüm birimler için ($i = 1, 2, \dots, N$) değişken olan sabit parametreyi; β_j , tüm birimler için sabit olan eğim parametrelerini $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$; X_{jit} , k . bağımsız değişken(ler)in t zamanında i . birim için aldığı değeri; y_{it} , bağımlı değişkenin t zamanında i . birim için aldığı değeri ve u_{it} , sıfır ortalama ve sabit varyansla tüm zaman dönemi ($t = 1, 2, 3, \dots, T$) ve tüm birimler ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) için bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayılan hata terimini $[u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)]$ ifade etmektedir.

Uygulamalarda, genellikle tek yönlü birim etkilerin olduğu panel veri modelleri kullanılmaktadır. Ancak bazı durumlarda birim etkilerin yerine zaman etkilerinin bulunduğu tek yönlü zaman etkili panel veri modellerine de rastlanmaktadır.

Tek yönlü panel veri modelleri; Sabit Etkiler (FE) Modeli ve Tesadüfî Etkiler (RE) Modeli olarak iki farklı yaklaşımla incelenebilir.

FE modelinde gözlemlenemeyen birim etkiler, sabit olarak kabul edilmekte ve sabit terimdeki farklılıklarla ifade edilmektedir. Bu durumda (α_i) , birim etkiyi (μ_i) de içeren sabit terimi ifade etmektedir $(\alpha_i = b + \mu_i)$. FE modelinde birim etkiler, açıklayıcı değişkenler gibi modele dahil edilip tahmin edilen bir parametre olarak değerlendirilir. RE modelinde, gözlemlenemeyen birim etkilere hata terimi gibi tesadüfî (rassal) bir değişken olarak davranılmaktadır. Bu durumda birim etki (μ_i) , sabit parametre içerisinde değil hata terimi (u_{it}) içerisinde yer almaktadır $(v_{it} = u_{it} + \mu_i)$. Ayrıca RE modelinde, birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyonun sıfır olduğu varsayılmakta iken FE modelinde ise bu korelasyonun sıfırdan farklı olmasına izin verilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2018a: 79-102).

2.1.2. İki Yönlü Panel Veri Modelleri

Tek yönlü panel veri modellerinde yalnızca birim etkiler veya yalnızca zaman etkileri modele dahil edilirken, iki yönlü panel veri modellerinde birim etkilerin yanı sıra zaman etkileri de modele dahil edilmektedir.

Eğim parametresinin sabit, sabit parametrenin birimlere ve zamana göre değişken olduğu iki yönlü panel veri modelleri şu şekilde ifade edilmektedir (Baltagi, 2021: 46-48):

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + u_{it} \quad (3)$$

Modelde; α_{it} tüm zaman dönemi ve tüm birimler için değişken olan sabit parametreyi β_j , 1'den k 'ya kadar tüm birimler için sabit olan eğim parametrelerini $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$; X_{jit} , k . bağımsız değişken(ler)in t zamanında i . birim için aldığı değeri; Y_{it} , bağımlı değişkenin t zamanında i . birim için aldığı değeri ve u_{it} , sıfır ortalama ve sabit varyansla tüm zaman dönemi $(t = 1, 2, 3, \dots, T)$ ve tüm birimler için $(i = 1, 2, 3, \dots, N)$ bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayılan hata terimini $[u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)]$ ifade etmektedir.

İki yönlü panel veri modelleri tıpkı tek yönlü panel veri modellerinde olduğu gibi iki farklı yaklaşım olan FE ve RE varsayımı ile modellenebilmektedir:

İki yönlü panel veri modelleri FE varsayımıyla,

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + u_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T) \quad (4)$$

şeklinde ve RE varsayımıyla,

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + v_{it}, \quad (v_{it} = \mu_i + \lambda_t + u_{it}) \quad (5)$$

olarak ifade edilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2018a: 141).

Panel veri modellerinin sabit etkiler mi yoksa tesadüfi etkiler varsayımıyla mı modelleneceği, analiz edilen birimlerin tesadüfi bir dağılımdan gelip gelmemesine bağlı olarak kararlaştırılabilir. Örneğin, eğer yatay kesit boyutu ülkeler veya şehirlerden oluşuyorsa, bu birimlerin tesadüfi bir çekimden gelmediği düşünülebileceğinden birim etkiler sabit bir parametre olarak ele alınabilir. Ancak yatay kesit boyutu bireylerden veya firmalardan oluşuyorsa ve bu birimlerin bir anakütleden tesadüfi olarak çekildiği varsayılıyorsa birim etkiler rassal bir hata bileşeni olarak düşünülebilir (Yerdelen Tatoğlu, 2018a: 167). Daha güvenilir bir seçim için bazı istatistiksel testler kullanılabilir. Sabit etkiler tahmincisi ile tesadüfi etkiler tahmincisi arasında tercih yapmak için literatürde çoğunlukla Hausman (1978) spesifikasyon testi kullanılmaktadır. Hausman testine alternatif olarak; t Testi, F testi veya Wald (W) testi ile de SE ve TE modellerinden hangisinin tercih edileceğine karar vermek mümkündür (Yerdelen Tatoğlu, 2018a: 194).

2.2. Heterojen Panel Veri Modelleri

Homojen panel veri modelleri, gözlemlenemeyen birim ve/veya zaman etkilerini veya hem birim hem zaman etkilerini aynı anda modele dahil ederek önemli bir avantaj sağlamaktadır. Ancak bu modeller, değişkenler arasındaki ilişkinin şeklinin ve düzeyinin tüm birimler ve/veya zaman için aynı (homojen) olduğunu varsaymaktadır. Oysa, bir bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenlerdeki değişimlere verdiği tepkinin tüm birimler ve/veya zaman için aynı olması olası değildir (Guliyev, 2023: 7). Bu nedenle homojenlik varsayımı oldukça kısıtlayıcı olmaktadır. Daha doğru bir analiz için, modelde yalnızca sabit katsayının değil, eğim parametrelerinin de tüm birim ve/veya zaman için değişimine izin veren heterojen panel veri modellerinin dikkate alınması daha uygun bir yaklaşım olacaktır. Tıpkı homojen panel veri modellerinde olduğu gibi, heterojen panel veri modellerini de tek yönlü ve iki yönlü olarak sınıflandırmak mümkündür.

2.2.1. Tek Yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri

Çok sayıda yatay kesit birimi (N) ve zaman boyutu (T) içeren panel veri setlerinde, gözlemlenmeyen zamanla değişmeyen heterojenlik (birim etkileri) ile ihmal edilen değişkenlerin etkilerinden kaynaklanan birime özgü etkileşimler (eğim heterojenliği), heterojen panel veri modelleri kullanılarak kontrol altına alınabilir. Başka bir deyişle, panel veri modelleri, gözlemlenmeyen heterojenliğin yanı sıra gözlemlenen ortak değişkenlerdeki

(bağımsız değişkenlerin etkilerindeki) heterojenliği de dikkate alacak şekilde genişletilebilir ve bu sayede değişkenler arasındaki etkileşimlere izin verilebilir (Guliyev, 2023: 8):

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ji} X_{jit} + u_{it} \quad (6)$$

Modelde; α_i tüm birimler için ($i = 1, 2, \dots, N$) değişken olan sabit parametreyi, β_{ji} 1'den k 'ya kadar tüm birimler için heterojen olan eğim parametrelerini, X_{jit} k . bağımsız değişken(ler)in t zamanında i . birim için değerini, y_{it} bağımlı değişken(ler)in t zamanında i . birim için değerini ve u_{it} , sıfır ortalama ve sabit varyansla tüm zaman dönemi ($t = 1, 2, 3, \dots, T$) ve tüm birimler için ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayılan hata terimini [$u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$] ifade etmektedir.

2.2.1.1. Birimler Arası Korelasyonsuz Heterojen Panel Veri Modelleri

Homojen tahminciler, heterojen panel veri modellerinin tahmininde sapmalı sonuçlara yol açtığından parametre heterojenliğini dikkate alan tahmincilerin kullanılması daha uygun olmaktadır. Bu bölümde parametre heterojenliğini dikkate alan birimler arası korelasyonsuz panel veri modellerine odaklanılacaktır. Bu bağlamda, Swamy (1970) tarafından geliştirilen Tesadüfi Katsayılar Modeli (RCM-Random Coefficient Model) ile Pesaran ve Smith (1995) tarafından önerilen Ortalama Grup (MG-Mean Group) tahmin yöntemi ele alınacaktır.

2.2.1.1.1. Swamy (1970) Tesadüfi Katsayılar Modeli Tahmincisi

Tesadüfi Katsayılar Modeli (RCM), heterojen parametrelerin hata terimi gibi tesadüfi olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır (Swamy, 1970: 311-315). Ele alınan heterojen regresyon modeli şu şekilde ifade edilebilir:

$$y_i = \beta_i X_i + u_i \quad (7)$$

Burada $\beta_i = \beta'_i + v_i$ olup, v_i heterojenlik sapması olarak ifade edilmektedir. Eğer heterojenlik sapması hata terimi içerisine dahil edilirse, bu durumda eşitlik,

$$y_i = (\beta'_i + v_i) X_i + u_i \quad (8)$$

$$y_i = \beta'_i X_i + (v_i X_i + u_i) \quad (9)$$

veya,

$$y_i = \beta'_i X_i + w_i \quad (10)$$

şeklinde yazılabilir. Burada, modelin hata terimi $w_i = v_i X_i + u_i$ olup, beklenen değeri $E(w_i) = 0$ olarak kabul edilmektedir. Birimlere özgü hataların varyans-kovaryans matrisi ise şu şekilde yazılır:

$$\Omega_i = E(w_i w_i') = E[(v_i X_i + u_i)(v_i' X_i' + u_i')] \quad (11)$$

Eşitlik (11)'de u_i ile v_i 'nin korelasyonsuz olduğunu varsayımı altında aşağıdaki gibi sadeleştirilebilir:

$$\Omega_i = \sigma_i^2 I + X_i \Delta X_i' \quad (12)$$

Modelin tahmininde birimlere özgü varyans-kovaryans matrisi kullanılarak, birimlere özgü katsayı tahminlerinin ağırlıklı ortalaması olan Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS-Generalized Least Squares) tahmincisi ile tutarlı tahminler elde edilebilmektedir. Swamy (1970), genellikle bilinmeyen Δ 'dan GLS tahmincisini hesaplamak yerine tahminlerini kullanan bir yaklaşım önermiştir. Δ 'nın tahmini, şu şekilde elde edilmektedir:

$$\hat{\Delta} = \frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (\hat{\beta}_i - \bar{\beta})^2 - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \sigma^2 (X_i X_i')^{-1} \quad (13)$$

Burada $\hat{\beta}_i$, birimlere özgü En Küçük Kareler (LS-Least Squares) tahmincisi ve $\bar{\beta} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \hat{\beta}_i$ ise bireysel katsayıların ortalamasını ifade etmektedir. Tesadüfi Katsayılar Modeli, zaman boyutu T 'nin büyük olduğu durumlarda tutarlı tahminler vermektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2018b: 69).

2.2.1.1.2. Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup Tahmincisi

Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen Ortalama Grup (MG) tahmincisi, her bir birimin T adet gözlemi kullanılarak, parametrelerin LS yöntemiyle tahmin edilmesi ve ardından bu bireysel tahminlerin ortalamalarının alınması yoluyla elde edilmektedir:

$$\hat{\beta}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (14)$$

burada, $\hat{\beta}_i$ birimlere ait bireysel regresyon katsayılarını, N ise birim sayısını ifade etmektedir.

Pesaran ve Smith (1995) MG tahmincisinin $T \rightarrow \infty$, $N \rightarrow \infty$ ve $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$ olması durumunda tutarlı olduğunu belirtmişlerdir. Ancak Swamy'nin (1970) Tesadüfi Katsayılar Modeli (RCM) gibi, MG tahmincisi de birimler arası korelasyonu dikkate almadığı için heterojen panel veri modellerinin tahmininde zayıf kalmaktadır.

2.2.1.1.2. Birimler Arası Korelasyonlu Heterojen Panel Veri Modelleri

Hata teriminde birimler arası korelasyonsuzluk varsayımı, ihmal edilen değişkenlerin yatay kesit birimler boyunca birbirinden bağımsız olmaması, diğer bir ifadeyle gözlenen/gözlenemeyen ortak faktörler veya mekânsal yayılma etkileri gibi nedenlerden dolayı oldukça kısıtlayıcıdır. Bu nedenle, birimler arası korelasyonu göz ardı eden sabit etkiler ve tesadüfi etkiler gibi geleneksel panel veri modellerinin kullanılması, yanıltıcı çıkarımlara ve tutarsız tahminlere yol açabilecek ciddi ekonometrik sorunlara yol açabilir. Bu tür durumlarda,

birimler arası korelasyonu dikkate alan tahmin yöntemlerinin kullanılması büyük önem taşımaktadır.

Birimler arası korelasyonu dikkate alan heterojen panel veri modeli tahmincileri; Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR-Seemingly Unrelated Regression), Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE-Common Correlated Effects) ve Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG-Augmented Mean Group) tahmincisi olarak üç başlık altında incelenebilir.

2.2.1.2.1. Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli

Zellner (1962), bir dizi regresyon denkleminin parametrelerini tahmin etmek için, denklem denklem uygulanan klasik LS tahmincilerinden asimptotik olarak daha etkin katsayı tahmincileri sağlayan bir tahmin prosedürü önermiştir. Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR-Seemingly Unrelated Regression) modelleri olarak adlandırılan bu tahmin prosedüründe, tüm denklemlerdeki regresyon katsayıları, Aitken'in Genelleştirilmiş En Küçük Kareler yönteminin tüm denklem sistemine eş zamanlı olarak uygulanmasıyla elde edilmektedir. Bu tür Aitken tahmincilerini oluşturmak için, LS yönteminin denklem denklem uygulanmasından elde edilen kalıntılara dayalı olarak hata terimlerinin varyans ve kovaryans tahminleri kullanılmaktadır. Bu yöntemle elde edilen regresyon katsayısı tahmin edicileri, farklı denklemlerdeki bağımsız değişkenler arasında yüksek bir korelasyon bulunmadığı ancak farklı denklemlerdeki hata terimleri arasında yüksek korelasyon olduğu durumlarda, denklem denklem uygulanan LS tahmin edicilerine kıyasla etkinlik açısından üstünlük sağlamaktadır (Zellner, 1962: 348-349).

Panel veri analizinde ülkeler, bölgeler, eyaletler ve şehirler gibi birimlerle çalışıldığında uzamsal etkiler veya gözlenemeyen genel faktörler nedeniyle modelin her bir birimi için hesaplanan hata terimleri arasında korelasyon gözlenebilir. Bu nedenle, heterojen panel veri modellerinde birimler arası korelasyonu dikkate alan SUR modelinin kullanımı önemli bir yaklaşım haline gelmektedir.

2.2.1.2.2. Ortak Korelasyonlu Etkiler ve Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup Tahmincisi

Pesaran (2006), genel çok faktörlü hata yapısına sahip panel veri modellerinin tahmini için Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) tahmincisini önermektedir. Doğrusal heterojen panel veri modelinin, $i = 1, 2, \dots, N$ ve $t = 1, 2, \dots, T$ için t zamanında i 'inci birimdeki gözlemi y_{it} olmak üzere aşağıdaki denkleme göre oluştuğunu varsayalım (Pesaran, 2006: 971-982):

$$y_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{it} + e_{it} \quad (15)$$

Burada; d_t gözlemlenen ortak etkilerin $n \times 1$ vektörünü, x_{it} t zamanında i'inci kesit birimindeki birime özgü regresörlerin $k \times 1$ vektörünü ve e_{it} çok faktörlü bir yapıya sahip hata terimini ifade etmektedir:

$$e_{it} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

burada yer alan f_t gözlemlenemeyen ortak etkilerin $m \times 1$ vektörü ve ε_{it} , (d_t, x_{it}) 'den bağımsız olarak dağıldığı varsayılan kendine özgü (bireysel) hatalardır. Ancak genel olarak gözlemlenemeyen faktörler f_t ile (d_t, x_{it}) ilişkilendirilebilir ve böyle bir olasılığa izin vermek amacıyla birimlere özgü regresörler x_{it} için oldukça genel bir model model benimsenir:

$$x_{it} = A_i' d_t + \Gamma_i' f_t + v_{it} \quad (17)$$

eşitlikte yer alan A_i ve Γ_i sırasıyla $n \times k$ ve $m \times k$ boyutlu sabit bileşenli faktör yükleri matrislerini ve v_{it} ise ortak etkilerden bağımsız olarak dağılan x_{it} 'nin özel bileşenleridir.

Pesaran (2006), Eşitlik (15)'teki modeli tahmin etmek için gözlemlenemeyen ortak faktörler yerine, regresyon modelinin bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit (tartılı) ortalamaları $(\bar{Y}_t, \bar{X}_t)$ ile genişletilerek tahmin edilmesini önermiştir. Model tahmininden sonra Ortak Korelasyonlu Etkiler Ortalama Grup Tahmincisi (CCEMG-Common Correlated Effects Mean Group), birimler bazında CCE tahmincisinin ortalaması alınarak elde edilmektedir:

$$\hat{b}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \quad (18)$$

burada $\hat{b}_i = (X_i' \bar{M} X_i)^{-1} X_i' \bar{M} y_i$ ve $X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT})'$, $Y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$ olmakta ve M şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\bar{M} = I_T - \bar{H}(\bar{H}' \bar{H})^{-1} \bar{H}' \quad (19)$$

burada $\bar{H} = (D, \bar{Z})$, D ve $\bar{Z}$ sırasıyla d_t ve $\bar{z}_t$ gözlemlerinden oluşan $T \times n$ ve $T \times (k + 1)$ boyutlu matrislerdir. Ortalamalarla genişletilmiş regresyon modeline LS yöntemi uygulanarak β_i parametreleri tutarlı bir şekilde tahmin edilmektedir.

2.2.1.2.3. Genişletilmiş Ortalama Grup Tahmincisi

Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi, Eberhardt ve Teal (2010) tarafından Pesaran'ın (2006) geliştirdiği CCEMG tahmincisine alternatif olarak geliştirilmiştir. AMG tahmincisi, birim regresyonuna ortak bir dinamik süreç dahil ederek yatay kesit bağımlılığını hesaba katmaktadır. Bu süreç, birinci farklarda havuzlanmış regresyonun (FD-OLS) zaman kukla katsayılarından çıkarılmakta olup, tüm ülkeler arasındaki gözlemlenemeyen ortak faktörlerin düzeylere eşdeğer ortalama gelişimini temsil etmektedir. İlk aşama birinci farklarda $T - 1$ adet zaman kukla değişken katsayıları ile standart bir FD-OLS regresyonunu temsil etmektedir:

$$\Delta Y_{it} = b' \Delta X_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + e_{it} \Rightarrow \hat{c}_t \equiv \hat{\mu}_t^* \quad (20)$$

Eşitlik (20)'den elde edilen zaman kukla değişken katsayıları, $\hat{\mu}_t^*$ olarak tek bir seri altında toplanmaktadır. İkinci aşamada, $\hat{\mu}_t^*$ serisi zaman içinde doğrusal bir şekilde gelişen ihmal edilmiş kendine özgü süreçleri yakalamak için doğrusal bir trend terimi de içeren her birim birimin regresyon denklemine dahil edilmektedir:

$$Y_{it} = a_i + b_i' X_{it} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t^* + e_{it} \quad (21)$$

Alternatif olarak, $\hat{\mu}_t^*$ bağımlı değişkenden çıkarılabilir, bu da ortak sürecin her bir ülkeye birim katsayı ile empoze edildiği anlamına gelmektedir.

Son aşamada ise Pesaran ve Smith'in (1995) Ortalama Grup (MG) yaklaşımı izlenerek, birim bazında elde edilen katsayıların ortalamaları alınmakta ve böylece Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi elde edilmektedir (Eberhardt ve Teal, 2010: 6-7):

$$\hat{b}_{AMG} = \frac{1}{N} \sum_i \hat{b}_i \quad (22)$$

Eberhardt ve Teal (2010) tarafından gerçekleştirilen Monte Carlo simülasyonları, AMG tahmincisinin CCE tahmincisi ile benzer asimptotik özelliklere sahip olduğunu göstermiştir.

2.2.2. İki Yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri

Literatürde iki yönlü heterojen panel veri modellerine ilişkin sınırlı bilgi bulunmakla birlikte, teorik olarak bu modellerde birim etkilerin yanı sıra zaman etkileri de modele dahil edilmektedir. Bu nedenle, birim ve zaman boyutunu temsil eden kukla değişkenler kullanılarak heterojenlik modellenebilir. Ancak, bu yaklaşım önemli ölçüde serbestlik derecesi kaybına yol açtığı için araştırmacılar tarafından pek tercih edilmemektedir. Bu sebeple, heterojen panel veri analizinde, analize dahil edilen birimlerin sabit ve eğim parametrelerinin birimler boyunca değişimine izin verilirken, belirli bir zaman için sabit ve eğim parametrelerindeki değişikliklerin yapısal kırılma olarak değerlendirilmesi, daha kabul gören bir yaklaşımdır (Guliyev, 2023: 15).

2.3. Homojen ve Heterojen Panel Veri Modelleri Arasında Tercihler

Ekonometrik analizlerde, panel veri yapısının homojen mi yoksa heterojen mi olduğunu ve kalıntılarda birimler arası korelasyonun bulunup bulunmadığını belirlemek, tercih edilecek test ve tahmin yöntemlerinin seçimi açısından büyük önem taşımaktadır. Bunun için, öncelikle eğim parametrelerinin homojenliği, ardından birimler arası korelasyonun varlığı test edilmelidir.

2.3.1. Homojenlik Testleri

Panel veri analizinde kullanılan birimlerin genellikle heterojen olduğu, bu heterojenliğin ise sabit ve/veya eğim parametrelerinin heterojenliği yoluyla modele dahil edildiği önceki bölümlerde açıklanmıştı. Homojenlik testleri, panel veri modellerinde eğim parametrelerinin homojen olup olmadığını yani her bir panel için hesaplanan katsayıların birbirine eşit olup olmadığını değerlendirmeye odaklanmaktadır. Bu testlerde, yokluk hipotezi (H_0) tüm birimler için hesaplanan katsayıların birbirine eşit (homojen) olduğunu ifade ederken, alternatif hipotez (H_a) en az bir birim için hesaplanan katsayıların diğerlerinden farklı (heterojen) olduğunu ifade etmektedir (Pesaran, 2015: 734):

$$H_0: \beta_i = \beta, \quad \text{tüm } i' \text{ ler için}$$

$$H_a: \beta_i \neq \beta, \quad \text{herhangi } i \text{ için}$$

Yokluk hipotezini test etmek için literatürde çeşitli homojenlik testleri geliştirilmiştir. Bu testlerden en sık kullanılanlar, bu bölümde ayrıntılı olarak ele alınacaktır.

2.3.1.1. Swamy (1970) $\tilde{S}$ Testi

Eğim parametrelerinin homojen olduğu yokluk hipotezini test eden Swamy (1970) istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}) \quad (23)$$

Burada $\hat{\sigma}_i^2$, σ_i^2 'nin tahmincisi ve $\hat{\beta}_{WFE}$, $\hat{\sigma}_i^2$ kullanılarak hesaplanan ağırlıklandırılmış havuzlanmış tahmincidir. Test istatistiği, $k(N - 1)$ serbestlik derecesi ile asimptotik olarak χ^2 (Ki-kare) dağılımına sahiptir (Pesaran, 2015: 738).

Eğer hesaplanan test istatistiği kritik değerden büyükse, tüm birimler için eğim parametrelerinin homojen olduğu yokluk hipotezi reddedilir ve en az bir birim için eğim parametrelerinin heterojen olduğu sonucuna varılır.

2.3.1.2. Pesaran ve Yamagata (2008) Testi

Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy (1970)'nin çalışmasına dayanarak büyük N ve T için asimptotik olarak normal dağılan standartlaştırılmış bir dağılım istatistiği önermektedir. $\hat{\Delta}$ ile gösterilen dağılım testinin bir versiyonu, Swamy istatistiği $\tilde{S}$ 'yi kullanırken, $\tilde{\Delta}$ ile gösterilen diğer versiyon ise Swamy istatistiğinin değiştirilmiş bir versiyonuna dayanmaktadır. Burada, birimler için regresyon standart hataları, Swamy tarafından önerildiği gibi sıradan en küçük kareler (OLS-Ordinary Least Square) tahmincisi yerine havuzlanmış sabit etkiler kullanılarak hesaplanmaktadır:

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (24)$$

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (25)$$

Hata teriminin normal dağılmadığı modellerde, Δ -testinin her iki versiyonunun da N ve T 'nin göreceli genişleme oranları üzerindeki belirli kısıtlamalara tabi olarak $(N, T) \rightarrow_j \infty$ şeklinde standart normal dağılıma yöneldiği gösterilmiştir. $\hat{\Delta}$ testi için $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$ olması gerekirken, $\tilde{\Delta}$ testi için koşul daha az kısıtlayıcıdır ve $\sqrt{N}/T^2 \rightarrow 0$ olarak ifade edilmektedir. Pesaran ve Yamagata (2008), hatalar normal dağıldığında N ve T 'nin göreceli genişleme oranları üzerinde herhangi bir kısıtlama olmaksızın $(N, T) \rightarrow_j \infty$ geçerli olan, ortalama ve varyans sapması düzeltilmiş versiyonları $\hat{\Delta}_{adj}$ ve $\tilde{\Delta}_{adj}$ olarak gösterilen Δ -testlerini önermiştir (Pesaran, 2015: 738-741):

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{\frac{N(T+1)}{(T-k-1)}} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (26)$$

$$\hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\hat{S} - E(\hat{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\hat{z}_{iT})}} \right) \quad (27)$$

Burada $E(\hat{z}_{iT}) = \frac{k(T-k-1)}{T-k-3}$ ve $Var(\hat{z}_{iT}) = \frac{2k(T-k-1)^2(T-3)}{(T-k-3)^2(T-k-5)}$ olarak hesaplanmaktadır.

Monte Carlo simülasyonları $\tilde{\Delta}_{adj}$ testinin, normallikten büyük sapmalar olsa bile iyi çalıştığını göstermektedir. Ancak bu test, hata teriminin normal dağıldığı, birimler arası korelasyonun ve otokorelasyonun olmadığı durumlar için geçerlidir. Bu nedenle, Blomquist ve Westurlund (2013), $\tilde{\Delta}$ testini otokorelasyona ve/veya değişen varyansa karşı dirençli olacak şekilde düzenleyerek $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testini ileri sürmüşlerdir:

$$\tilde{\Delta}_{HAC} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}S_{HAC} - k}{\sqrt{2k}} \quad (28)$$

burada,

$$S_{HAC} = \sum_{i=1}^N T(\hat{\beta}_i - \hat{\beta})' (\hat{Q}_{i,T} \hat{V}_{i,T}^{-1} \hat{Q}_{i,T}) (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}) \quad (29)$$

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N T \hat{Q}_{i,T} \hat{V}_{i,T}^{-1} \hat{Q}_{i,T} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{Q}_{i,T} \hat{V}_{i,T}^{-1} X_i' M_\tau y_i \quad (30)$$

olmaktadır. $\hat{\beta}$, i kesit birimi için LS tahmincisi olmak üzere, $X_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,T})' T \times k$ boyutlu matris, $M_\tau = I_T - \tau_T(\tau_T' \tau_T)^{-1} \tau_T'$ eşit ve τ_T , $T \times 1$ boyutlu birim matris, $\hat{Q}_{i,T} = T^{-1}(X_i' M_\tau X_i)$, $\hat{V}_{i,T}$ ise değişen varyans ve birimler arası korelasyonun hesaba katıldığı Kernel yoğunluk fonksiyonuna dayanan dirençli tahmincidir (Blomquist ve Westurlund, 2003: 375).

2.3.1.3. Bersvendsen ve Ditzen (2021) Testi

Pesaran ve Yamagata tarafından geliştirilen $\tilde{A}$ testi ve Blomquist ve Westurlund (2013) tarafından otokorelasyona ve/veya değişen varyansa karşı dirençli olacak şekilde modifiye edilen $\tilde{A}_{HAC}$ testi, birimler arası korelasyonu dikkate almamaktadır. Bersvendsen ve Ditzen (2021) çalışmalarında, $\tilde{A}_{HAC}$ testinin birimler arası korelasyonun varlığı durumunda güç ve boyut özelliklerini araştırmışlardır.

Literatürde, birimler arası korelasyonun veya yatay kesit bağımlılığının (CSD-Cross Sectional Dependence) zayıf ve güçlü formlarından bahsedilmektedir (Chudik vd., 2011: 45-60). Zayıf birimler arası korelasyon genellikle mekansal yöntemlerle tahmin edilirken, güçlü birimler arası korelasyon zamana özgü ortak bir faktör (f_t) ve faktör yükü (γ_i) ile modellenmektedir:

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta'_{1i}X_{1i,t} + \beta'_{2i}X_{2i,t} + u_{i,t} \quad (31)$$

$$u_{i,t} = \gamma'_i f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (32)$$

Burada f_t bilinmeyen ortak faktörlerin $m \times 1$ vektörü, γ_i ise bilinmeyen faktör yüklerinin $m \times 1$ vektörüdür. Ortak faktörler ve açıklayıcı değişkenler ilişkilendirildiğinde bu faktörlerin hesaba katılmaması, değişken yanlılığının göz ardı edilmesine yol açmaktadır. Özellikle, birime özgü tahmin edici ile birleştirilmiş tahmin edici arasındaki mesafeyi karşılaştıran bir testle eğim heterojenliği testinin ışığında, tahmin edilen katsayılardaki sapmanın büyük bir etkisi olabilir. Ortak faktörler, ortak etkiler olarak da bilinmektedir ve bu faktörler, ya Bai (2009) tarafından geliştirilen temel bileşenler (PC-Principal Components) ya da Pesaran'ın (2006) CCE tahmincisi ile modellenabilmektedir. CCE tahmincisi, ortak faktörlerin sayısının önceden bilinmesine gerek olmaması avantajına sahiptir. Bu nedenle, geri kalan kısımda güçlü CSD'yi ortadan kaldırmak için ikinci yöntem tercih edilmektedir.

Chudik ve Pesaran (2015), Pesaran'ın (2006) bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamalarını (CSA-Cross Sectional Averages) içeren CCE tahmincisine gecikmeli değerlerini (p_{CSA}) de dahil ederek CCE tahmincisinin dinamik panellere genişletilmesini önermiştir:

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta'_{1i}X_{1i,t} + \beta'_{2i}X_{2i,t} + \sum_{l=1}^{p_{CSA}} \gamma_{i,l} \bar{v}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (33)$$

$$\bar{v}_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (x_{1j,t}, x_{2j,t}, y_{j,t}) \quad (34)$$

Burada, $\bar{v}_t$ yatay kesit ortalamaları (CSA)'dır ve $X_{1i,t}$ ve $X_{2i,t}$ bağımsız ve $y_{j,t}$ bağımlı değişkeni içerir. p_{CSA} ise CSA'nın gecikmeli değerleridir. Ampirik olarak, $p_{CSA} = [T^{1/3}]$

olarak önerilmektedir. CCE tahmincisi, havuzlanmış (pooled) ve ortalama grup (mean group) modeline uygulanabilir.

Bersvendsen ve Ditzgen CSD robust delta testi için, modeldeki güçlü CSA'yı modelden çıkarmak amacıyla CSA'yı kısmi olarak ayırmayı önermiştir:

$$\bar{V}_t = (\tilde{V}_t, \dots, \tilde{V}_{t-p_{CSA}}) \quad (35)$$

burada $\bar{V}_t$, CSA ve gecikmeleri için bir vektördür. Eşitlikten yararlanarak deflate edilen değişkenler:

$$M_{\bar{V}_t} = I_T - \bar{V}_t(\bar{V}_t' \bar{V}_t)' \bar{V}_t' \quad (36)$$

$$\tilde{Y}_{it} = Y_{it} M_{\bar{V}_t}, \tilde{X}_{1i} = X_{1i} M_{\bar{V}_t} \text{ ve } \tilde{X}_{2i} = X_{2i} M_{\bar{V}_t} \quad (37)$$

olarak elde edilir. Daha sonra, deflate edilen değişkenler, standart $\tilde{\Delta}$ testi ve HAC robust $\tilde{\Delta}_{HAC}$ test süreçlerini takip ederek $\tilde{\Delta}_{CSA}$ 'yi elde etmek için kullanılmaktadır (Bersvendsen ve Ditzgen, 2021: 55-56).

Blomquist ve Westerlund (2013), Monte Carlo simülasyonlarında artıklardaki yatay kesit bağımlılığın (CSD), HAC robust delta testi $\tilde{\Delta}_{HAC}$ 'nin güç ve boyut özelliklerini etkilediğini göstermişlerdir. Ancak simülasyonları, değişkenlerin yatay kesite bağımlı olduğu durumu içermemektedir. Bersvendsen ve Ditzgen (2021) ise yaptıkları Monte Carlo simülasyonları sonucunda otokorelasyon ve değişen varyansa ek olarak değişkenler kesitsel olarak bağımlı olsa bile $\tilde{\Delta}_{CSA}$ 'nin iyi performans gösterdiğini ortaya koymuşlardır.

2.3.2. Birimler Arası Korelasyon Testleri

Panel veri modelindeki her bir birim için tahmin edilen modellerden elde edilen kalıntılar arasında korelasyon olabileceği ifade edilmektedir. Literatürde bu durum “yatay kesit bağımlılık” ya da “uzamsal korelasyon” olarak adlandırılmaktadır. Birimler arası korelasyon, genellikle modelden dışlanan değişkenlerin (örneğin, birim ve/veya zaman etkilerinin) yatay kesit birimleri boyunca birbirinden bağımsız olmamasından kaynaklanmaktadır. Birimler arası korelasyon olduğunda fakat bunu dikkate almadan tahmin yapıldığında, tahminciler etkin olmamaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2018c: 3). Bu nedenle, uygun test ve tahmin yöntemlerinin kullanılabilmesi için birimler arası korelasyonun varlığı test edilmelidir. Literatürde, birimler arası korelasyonun varlığını test etmek için, birim ve zaman boyutuna bağlı olarak geliştirilen çeşitli testler bulunmaktadır (Guliyev, 2023: 20). Bu testlerden bazıları bu bölümde ele alınacaktır.

2.3.2.1. Breusch ve Pagan (1980) LM Testi

Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen Lagrange Çarpanı (LM- Lagrange Multiplier) testi, birim boyutu N 'in zaman boyutu T 'den küçük ($N < T$) olduğu durumlarda birimlerin kalıntıları arasındaki korelasyon katsayısının sıfıra eşit olduğu, yani birimler arası korelasyonun bulunmadığı yönündeki yokluk hipotezini test etmektedir. Testin hipotezleri şu şekilde ifade edilir:

$$H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \text{ (tüm } t \text{ ve } i \neq j \text{ için)}$$

LM test istatistiği, N sabitken $T \rightarrow \infty$ olduğu durumda $d = N(N - 1)/2$ serbestlik derecesi ile Ki-kare (χ^2) dağılımına sahiptir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (38)$$

Burada, $\hat{\rho}_{ij}$ kalıntıların çift yönlü korelasyonunun örnek tahminidir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (De Hoyos ve Safaridis, 2006: 485):

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left(\sqrt{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2} \right)} \quad (39)$$

Hesaplanan LM test istatistiği, α anlamlılık düzeyindeki kritik değerden büyükse, birimler arası korelasyonun olmadığına dair yokluk hipotezi reddedilmekte ve birimler arası korelasyon olduğu sonucuna varılmaktadır.

2.3.2.2. Pesaran (2004) CD Testi

Birim boyutu N 'in zaman boyutu T 'den büyük ($N > T$) olduğu durumlarda, Breusch-Pagan (1980) LM testine alternatif olarak, birimler arası korelasyonu test etmek amacıyla Pesaran (2004) tarafından CD testi önerilmiştir. Bu test, Breusch-Pagan LM testinde olduğu gibi kareleri yerine paneldeki bireysel regresyonlardan elde edilen artıkların ikili korelasyon katsayılarının ortalamasına dayanmaktadır.

CD testi için birimler arası korelasyonun olmadığını öne süren yokluk hipotezi ve test istatistiği şu şekilde ifade edilmektedir (Baltagi, 2005: 247):

$$H_0: \sigma_\mu^2 = \text{cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0, \text{ (tüm } t \text{ ve } i \neq j \text{ için)}$$

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (40)$$

Burada, $\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{\left(\sqrt{\sum_{t=1}^T e_{it}^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T e_{jt}^2}\right)}$ olarak tanımlanan artıkların çift yönlü korelasyon katsayısıdır

ve e_{it} , her $i = 1, 2, \dots, N$ için T gözlemlerine dayalı OLS kalıntılarını ifade eder.

CD test istatistiği, $N \rightarrow \infty$ durumu geçerli olmadığında LM testinde olduğu gibi $d = N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile Ki-kare (χ^2) dağılımına uymaktadır. Ancak, $N, T \rightarrow \infty$ durumunda $CD \sim N(0,1)$ dağılımına uymaktadır. Eğer hesaplanan CD test istatistiği değeri, seçilen anlamlılık düzeyindeki kritik değerden mutlak değerce büyükse birimler arası korelasyonun olmadığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilmekte ve birimler arası korelasyonun var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

CD test istatistiği, dengesiz paneller için aşağıdaki gibi genişletilebilmektedir.

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \sqrt{T_{ij}} \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (41)$$

Burada $T_{ij} \neq (T_i \cap T_j)$ 'dir. Yokluk hipotezi altında $T_i > k + 1$ ve $T_{ij} > 3$ olma durumunda CD test istatistiği $CD \sim N(0,1)$ ile normal dağılıma uymaktadır (Pesaran, 2004: 3).

Chudik vd. (2011), farklı düzeylerde ortaya çıkabilecek birimler arası korelasyonu ele alarak zayıf ve güçlü formda birimler arası korelasyona dikkat çekmişlerdir. Zayıf birimler arası korelasyon genellikle mekânsal yöntemlerle tahmin edilirken, güçlü birimler arası korelasyon zamana özgü faktörler ve faktör yükleri ile modellenmektedir (Chudik vd., 2011: 45-60). Panel veri analizinde birimler arası korelasyona neden olan ortak faktörlerin gücünü ifade eden α , CD'nin kuvveti olarak adlandırmakta ve $0 < \alpha < 1$ arasında yer almaktadır. Chudik vd. (2011) birimler arası korelasyonun kuvvetini zayıf ($\alpha = 0$), yarı zayıf ($0 < \alpha < 0.5$), yarı güçlü ($0.5 < \alpha < 1$) ve güçlü ($\alpha = 1$) olmak üzere 4 başlık altında sınıflandırmaktadır. Pesaran (2015), uzun panellerde zayıf birimler arası korelasyonu belirlemek amacıyla standart CD test istatistiğinin yokluk hipotezini,

$$H_0^W: \alpha < (2 - \varepsilon)/4, \text{ hatalar zayıf birimler arası korelasyonludur}$$

şeklinde yeniden modifiye etmiştir. Burada N ve T 'nin sonsuza gitme durumunda $0 < \varepsilon \leq 1$ olmaktadır (Pesaran, 2015: 1089-1095).

Monte Carlo simülasyonları, standart Breusch-Pagan LM testinin $N > T$ panelleri için kötü performans sergilediğini, Pesaran'ın CD testinin ise küçük T ve büyük N durumunda bile iyi performans gösterdiğini ortaya koymuştur.

2.3.2.3. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) Düzeltilmiş LM Testi

Breusch ve Pagan (1980) tarafından önerilen LM testi, grup ortalaması sıfır, ancak bireysel ortalamaların sıfırdan farklı olduğu durumlarda sapmalı sonuçlar verebilmektedir. Bu sapma, Pesaran vd. (2008) tarafından test istatistiğine varyans ve ortalama eklenerek düzeltilmiş ve birimler arası korelasyonun testi için LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testi ortaya konmuştur. LM_{adj} test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \hat{\mu}_{T_{ij}}}{\sqrt{v_{T_{ij}}^2}} \quad (42)$$

Denklem (42)'de yer alan k , modele alınan bağımsız değişken sayısını; $\hat{\mu}_{T_{ij}}$, $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin ortalamasını ve $v_{T_{ij}}^2$ ise varyansı ifade etmektedir. Burada,

$$\hat{\mu}_{T_{ij}} = E\hat{\mu}_{T_{ij}} = E[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2] = \frac{1}{T-k} Tr[E(M_i M_j)] \quad (43)$$

$$v_{T_{ij}}^2 = var[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2] = \{Tr[E(M_i M_j)]\}^2 a_{1T} + 2Tr\{[E(M_i M_j)]^2 a_{2T} \quad (44)$$

tanımlanmakta ve,

$a_{1T} = a_{2T} - \frac{1}{(T-k)^2}$; $a_{2T} = 3[\frac{(T-k-8)(T-k+2)+24}{(T-k+2)(T-k-2)(T-k-4)}]^2$ olarak hesaplanmaktadır. LM_{adj} test istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılım göstermekte ve hipotezleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$H_0: cov(u_{it}u_{jt}) = 0, \text{ tüm } t\text{'ler için } i \neq j$$

$$H_1: cov(u_{it}u_{jt}) \neq 0, \text{ tüm } t\text{'ler için } i \neq j$$

Pesaran vd. (2008), gerçekleştirdikleri simülasyon çalışmaları sonucunda sapması düzeltilmiş CD testinin, faktör yüklerinin kesit ortalamasının sıfıra yakın olduğu ve bu yüzden testin güç kaybına uğradığını belirtmişlerdir. LM_{adj} testinin ise panel veri modellerinde dışsalılık varsayımı ve hataların normal dağılıma sahip olduğu koşullarda geçerli bir test olduğunu ve bu durumda testin makul gücü koruyarak iyi boyut özelliği gösterdiğini gözlemlemişlerdir. Bu yüzden testin, normal dağılımlı hatalara sahip ve dışsalılık varsayımı sağlanmış, N 'nin büyük ve $T > k+8$ olduğu durumlarda panel veri modellerinde kullanılmasının daha uygun olduğu savunulmaktadır. Özetle, Pesaran vd. (2008) normal olmayan hatalara ve/veya içsel bağımsız değişken içeren dinamik yapıya sahip panel veri modellerinde LM_{adj} testinin Pesaran (2004, 2015) CD testi kadar güçlü olmadığını belirtmişlerdir (Pesaran vd., 2008: 106).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ

Yapısal kırılmaların belirlenmesi, zaman serisi ve panel veri analizinde önemli bir adımdır. Ekonomide, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki doğrusal ilişkiler sıklıkla araştırma konusu olmaktadır. Bu tür ilişkileri incelemek amacıyla, bir veya daha fazla yatay kesit birime ilişkin ($N=1$ için zaman serisi modeli, $N>1$ için panel veri modeli) zaman içerisindeki gözlemler toplanır ve daha sonra regresyon modellerinin katsayılarının tahmininde kullanılır. Bu süreçte temel varsayım, modeldeki katsayıların zamanla değişmediğidir. Ancak, bu varsayıma sahip olmak finansal kriz, doğal afet, politika değişiklikleri gibi büyük yıkıcı olaylar nedeniyle pek mümkün değildir. Bu nedenle varsa yapısal kırılmaların veya başka bir ifadeyle yapısal değişikliklerin varlığının tespit edilmesi ve bu kırılmaların tarihlendirilmesi önem kazanmaktadır. Yapısal kırılmaların analizi, yalnızca tahmin amacıyla değil, aynı zamanda değişimin itici güçlerini ve bu değişimlerin ekonomik ilişkiler üzerindeki etkisini anlamak için gereklidir (Ditzen vd., 2021: 2).

Çoklu yapısal kırılma hipotezlerinin test edilmesinde, literatürde bir dizi test istatistiği kullanılmaktadır. Zaman serisi modelleri için bu testlerin temelleri Bai ve Perron (1998) tarafından geliştirilirken, panel veri modellerine uyarlanmış versiyonlarını Ditzen vd. (2021) ortaya koymuştur.

Bu bölümde, yapısal kırılmaların belirlenmesinde kullanılan testler ile modelleme yaklaşımları ele alınacak ve bu testlerin uygulanabilirliği ile ilgili detaylar açıklanacaktır.

3.1. Yapısal Kırılmaların Grafiksel Olarak İncelenmesi

3.1.1. CUSUM ve CUSUMSQ Testleri

Regresyon modelinin parametrelerinin kararlı olup olmadığını test etmek amacıyla Brown vd. (1975) tarafından CUSUM (Cumulative sum) ve CUSUMSQ (Cumulative sum of squares) testleri önerilmiştir. Bu testler, yapısal kırılmaların grafiksel olarak incelenmesine olanak tanımakta ve regresyon modeli için hesaplanan ardışık kalıntılara dayanmaktadır. CUSUM ve CUSUMSQ testlerinin sıfır hipotezi (H_0), parametre vektörü β 'nın (veya kalıntı varyanslarının) zaman içinde sabit olduğunu,

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T = \beta,$$

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_T^2$$

ve alternatif hipotez ise parametre vektörü β 'nın zamana göre değiştiğini veya istikrarlı olmadığını öne sürmektedir (Brown vd., 1975: 149-151).

Test süreci, belirli bir α anlamlılık düzeyi için alt ve üst güven sınırlarının oluşturulmasıyla başlamakta ve parametre kararlılığı bu sınırlara dayanarak test edilmektedir. Eğer yapısal bir değişiklik söz konusuysa, yapısal değişikliğin başladığı devreye kadar kararlı olan regresyon modelinin katsayıları yapısal değişikliktten sonra etkilenecek ve bu etki katsayıların kararlılığının bozulmasına neden olacaktır. Bundan dolayı CUSUM çizgisi belirlenen teorik sınırın dışına çıkacak ve sıfır hipotezinin reddedilmesine yol açacaktır. Sonuç olarak CUSUM çizgisi teorik sınırların dışına çıkarsa, modelde yapısal bir değişiklik olduğuna karar verilir. Aksi halde, parametrelerin kararlı olduğu yani yapısal değişiklik olmadığı ortaya konacaktır (Güriş ve Çağlayan, 2020: 720).

Test sürecinde ele alınan regresyon modeli şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_t = x_t' \beta_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (45)$$

Burada hata terimi u_t 'nin bağımsız olduğu ve ortalamasının sıfır ve varyansının $(\sigma_t^2, t = 1, \dots, T)$ ile normal dağıldığı varsayılmaktadır. CUSUM test istatistiği, ardışık kalıntılara dayalı olarak hesaplanmaktadır. Bunun için öncelikle ardışık kalıntılar şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$w_t = \frac{y_t - X_t' \hat{\beta}_{t-1}}{\sqrt{(1 + X_t'(X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} X_t)}} , \quad t = k + 1, \dots, T \quad (46)$$

Burada, $\hat{\beta}_{t-1}$, β 'nin $t - 1$ gözlemleri için en küçük kareler tahminini ifade eder. CUSUM testinde H_0 hipotezi altında, ardışık kalıntılar $w_{k+1}, \dots, w_T$ bağımsız, sıfır ortalama ve σ^2 varyans ile normal dağılıma $N(0, \sigma^2)$ sahiptir. Bu durumda ardışık kalıntılara dayalı CUSUM istatistiği,

$$W_t = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{j=k+1}^T w_j \quad (47)$$

olarak hesaplanmakta ve zamana göre grafiği çizilmektedir. Burada w_j ardışık kalıntılar olmakta ve $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-k} \sum_{t=k+1}^T (w_t - \bar{w}_t)^2$, ardışık kalıntıların varyansını ifade etmektedir. CUSUM istatistiği hesaplandıktan sonra alt ve üst güven sınırları oluşturulur. Güven sınırları oluşturulurken $t = k$ ve $t = T$ arasındaki herhangi bir noktada aralık; $\{k, \pm a\sqrt{T-k}\}$, $\{T, \pm 3a\sqrt{T-k}\}$ olarak belirlenecektir. $\alpha = 0.01$ için $a = 1.143$, $\alpha = 0.05$ için $a = 0.948$ ve $\alpha = 0.10$ için $a = 0.850$ olarak hesaplanmaktadır (Brown vd., 1975: 150-154).

CUSUM testine benzer şekilde, CUSUM-SQ testinde de ardışık kalıntı kareleri, w_t^2 kullanılarak gerçekleştirilir. Test için alt ve üst güven sınırları oluşturulur ve bu sınırların dışına çıkan CUSUM-SQ çizgisi, yapısal değişikliğin varlığına işaret eder. Çizgi güven sınırları içinde kalırsa, yapısal değişiklik olmadığı kabul edilir (Güriş ve Çağlayan, 2020: 724).

3.2. Yapısal Kırılmaların Dışsal Olarak Belirlenmesi

Ekonomik ilişkileri temsil eden doğrusal regresyon modellerinde değişkenler arasındaki ilişkinin tüm dönem boyunca sabit kaldığını varsaymak; savaşlar, krizler, politika değişiklikleri veya diğer çeşitli nedenlerden dolayı genellikle zordur. Bu durum, değişkenler arasındaki ilişkide yapısal bir değişme olup olmadığı sorusunu gündeme getirmektedir. Yapısal bir değişimin varlığına karar verebilmek için kırılma noktası dışsal ve içsel olarak iki şekilde belirlenerek test edilebilir.

3.2.1. Chow Testi

Chow (1960) testi, doğrusal bir regresyon modelinde yapısal kırılmanın geçerliliğini test etmek amacıyla anakütlenin yapısal değişiklik olduğu düşünülen dönem öncesi ve sonrası olmak üzere alt gruplara ayrılmasıyla uygulanmaktadır. Bu testte, farklı dönemlere ilişkin alt gruplardan elde edilen modeller şu şekilde ifade edilmektedir:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + u_t \quad (48)$$

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_2 X_t + u_{1t} \quad (49)$$

$$Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_t + u_{2t} \quad (50)$$

Eşitlik (48)'daki model, parametrelerin tüm dönem boyunca değişmediğini yani iki dönem arasında bir fark olmadığını varsaymaktadır. Başka bir ifade ile bütün dönem boyunca hem sabit terimin hem eğim katsayısının aynı kaldığı varsayımı yapılmaktadır, yani yapısal değişmek yoktur. Eşitlik (49) ve (50)'deki modeller ise yapısal kırılma öncesi ve sonrası döneme ait olup, parametrelerin iki dönemde farklı olduğunu varsaymaktadır. Yani sabit terim ve eğim katsayıları farklıdır.

Chow testinde sıfır hipotezi yapısal değişiklik yoktur, alternatif hipotezi ise yapısal değişiklik vardır şeklinde kurulmaktadır. Elde edilen regresyon modelleri, oluşturulan alt grupların hata terimlerinin her ikisinde de sıfır ortalama etrafında normal dağıldığı, birbirinden bağımsız olduğu ve varyanslarının birbirine eşit olduğu ($u_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ ve $u_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$) varsayımı altında Chow (1960) testi ile aşağıdaki adımlar uygulanarak sınanmaktadır:

1. Tüm örnek gözlemlerini kapsayan Eşitlik (49)'daki regresyon modeli tahmin edilir ve kalıntı kareleri toplamı (SSR_R), ($sd = n_1 + n_2 - k$) ile hesaplanır. Regresyon modeli $\lambda_1 = \gamma_1$ ve $\lambda_2 = \gamma_2$, yani iki dönem arasında bir fark olmadığını varsaydığından buna sınırlandırılmış (kısıtlı) kalıntı kareleri toplamı denir. Burada k , tahmin edilen parametre sayısını, n_1 birinci alt örnek gözlem sayısını, n_2 ise ikinci alt örnek gözlem sayısını ifade etmektedir.

2. Eşitlik (50)'de yer alan regresyon modeli tahmin edilir ve birinci alt örnek için kalıntı kareleri toplamı (SSR_1), $sd = (n_1 - k)$ ile hesaplanır.
3. Eşitlik (51)'deki regresyon modeli tahmin edilir ve ikinci alt örnek için kalıntı kareleri toplamı (SSR_2), $sd = (n_2 - k)$ ile hesaplanır.
4. İki örneklem kümesi bağımsız olduğundan SSR_1 ile SSR_2 toplanarak sınırlandırılmamış (kısıtsız) kalıntı kareleri toplamı (SSR_{UR}), $sd = (n_1 + n_2 - k)$ ile elde edilir:

$$SSR_{UR} = SSR_1 + SSR_2 \quad (51)$$

5. Bu durumda test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/k}{(SSR_{UR})/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F_{[k, (n_1 + n_2 - 2k)]} \quad (52)$$

F test istatistiği, pay ve paydada sırasıyla k ve $(n_1 + n_2 - 2k)$ serbestlik derecesi ile F dağılımına uymaktadır. Hesaplanan F test istatistiği değeri, seçilen anlamlılık düzeyine ait F tablo değeriyle karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F değeri tablo değerinden büyükse, sıfır hipotezi reddedilir ve iki dönemdeki parametrelerin farklı olduğu, dolayısıyla yapısal değişiklik olduğu sonucuna varılır (Gujarati ve Porter, 2012: 255-257).

Chow (1960) testi, yapısal kırılmaları test etmek için yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Ancak, bu kırılmaların zamanı bilinmediğinde Chow kırılma testi uygun değildir. Kırılma tarihi önceden bilinmediğinde, standart Chow testinde kullanılan Ki-kare kritik değerleri uygun değildir (Caceres vd., 2010: 5).

3.2.2. Benzerlik Oranı, Wald ve Lagrange Çarpanı Testi

Chow (1960) testi açıklanırken, tüm gözlemler için tahmin edilen kısıtlı model ile kukla değişkenler ile birleştirilen veya ayrı ayrı tahmin edilen alt gruplara ait kısıtsız modellerin karşılaştırılmasından bahsedilmiştir. Kısıtlı ve kısıtsız bu modellerde yapısal değişiklik olup olmadığı Benzerlik Oranı (LR-Likelihood Ratio), Wald (W) ve Lagrange Çarpanı (LM) testleri ile de yapılabilmektedir. Söz konusu testlerde sıfır hipotezi (H_0), yapısal değişiklik olmadığını, alternatif hipotezi (H_a) ise yapısal değişiklik olduğunu ifade etmektedir. Eğer sıfır hipotezi reddedilemezse, bu durum kısıtlı ve kısıtsız modellerin parametreleri arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olmadığını, başka bir ifadeyle yapısal değişiklik olmadığını göstermektedir.

Sıfır hipotezinin testi için kullanılan üç farklı istatistik aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

Benzerlik Oranı (LR) test istatistiği,

$$LR = n \log_e \left(\frac{SSE_R}{SSE_U} \right) \quad (53)$$

Wald (W) test istatistiği,

$$W = \frac{SSE_R - SSE_U}{SSE_U/n} \quad (54)$$

Lagrange Çarpanı (LM) test istatistiği,

$$LM = \frac{SSE_R - SSE_U}{SSE_R/n} \quad (55)$$

Her üç test istatistiği, k serbestlik derecesi ile Ki-kare dağılımına sahiptir. Hesaplanan test istatistiği değeri, belirlenen anlamlılık düzeyi (α hata payı) ve k serbestlik derecesine göre tablo değeri ile karşılaştırılır. Eğer test istatistiği değeri tablo değerinden büyükse, yapısal değişiklik olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilir ve yapısal değişiklik olduğu sonucuna varılır (Güriş ve Çağlayan, 2020: 717-718).

3.3. Yapısal Kırılmaların İçsel Olarak Belirlenmesi

Bir önceki bölümde bahsedilen tüm test stratejileri, yapısal kırılma tarihinin araştırmacı tarafından bilinmesini gerektirmekteydi. Ancak uygulamada, yapısal kırılma tarihleri genellikle önceden bilinmemektedir. Bu nedenle, yapısal kırılma tarihinin araştırmacı tarafından dışsal (ekzojen) olarak değil, model tarafından içsel (endojen) olarak belirlendiği testler büyük önem taşımaktadır.

Bu bağlamda, zaman serisi analizinde tek sayıda yapısal kırılmaların belirlenmesi için kullanılan Supremum testler ile birden fazla yapısal kırılmanın tespiti için Bai ve Perron (1998, 2003) testleri bu bölümde ele alınacaktır.

3.3.1. Bilinmeyen Kırılma Noktasıyla Yapısal Değişime Yönelik Tahmin Testleri

Uygulamada çoğu zaman yapısal kırılma tarihleri önceden bilinmemektedir. Bu yüzden, yapısal kırılma tarihlerinin model tarafından belirlenmesine yönelik testler önemli olmaktadır. Yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesi için önerilen test stratejilerinden biri, tüm olası kırılma tarihleri için test istatistiklerini hesaplamak ve sonrasında belirlenen seçim kriterine göre yapısal kırılma tarihini belirlemektir. Tüm olası kırılma tarihleri için hesaplanan test istatistiklerinin ortalaması, maksimumu ve üstel ortalaması kullanılabilir.

Tüm olası kırılma tarihleri için hesaplanan test istatistiklerinin maximumunu seçen supremum test istatistiği,

$$\text{supremum } S_T = \sup_{b_1 \leq b \leq b_2} S_T(b) \quad (56)$$

olarak ifade edilir. Burada b , T sayıda gözlem içeren zaman serisi için $[b_1, b_2]$ aralığında olası yapısal kırılma tarihlerini gösterir ve $S_T(b)$, olası bir yapısal kırılma tarihi için hesaplanan Wald

veya LR test istatistiğidir. Supremum testinin ortalama ve üstel versiyonu ise sırasıyla aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 213-214):

$$\text{ortalama } S_T = \frac{1}{b_2 - b_1 + 1} \sum_{b=b_1}^{b_2} S_T(b) \quad (57)$$

$$\text{üstel } S_T = \ln \left[\frac{1}{b_2 - b_1 + 1} \sum_{b=b_1}^{b_2} \exp \left\{ \frac{1}{2} S_T(b) \right\} \right] \quad (58)$$

Her test istatistiği, standart olmayan limit dağılımına sahiptir. Bu testler için p-değerleri Hansen (1997)'in çalışmasında önerildiği gibi hesaplandıktan sonra elde edilen değer belirlenen anlamlılık düzeyinden küçük ise yapısal kırılma olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Söz konusu yapısal kırılma testleri ile yalnızca tek sayıda yapısal kırılma noktası içsel olarak belirlenebilmektedir. Birden fazla yapısal kırılma noktasının içsel olarak belirlenmesi için ise bir sonraki kısımda yer alan yapısal kırılma testleri kullanılabilmektedir.

3.3.2. Bai ve Perron (1998, 2003) Çoklu Kırılma Analizleri

Bai ve Perron (1998), dinamik programlama ilkesine dayalı bir algoritma kullanarak kalıntı kareler toplamını en aza indiren en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen doğrusal regresyon modelinde çoklu yapısal değişiklikleri ele almışlardır. Bu yaklaşım, birkaç farklı test stratejisi ile anlamlı yapısal kırılmaları tespit eder ve ilişkiyi rejimlere ayırır. Bu bağlamda, m kırılmalı (m+1 rejimli) çoklu doğrusal regresyon modeli şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, \dots, m + 1 \quad (59)$$

Modelde y_t , bağımlı değişken, x_t ($p \times 1$) ve z_t ($q \times 1$) ortak değişkenler vektörü; β ve δ_j ($j = 1, \dots, m + 1$) karşılık gelen katsayılar vektörü ve u_t , hata terimini ifade etmektedir. $T_1, \dots, T_m$ bilinmeyen kırılma noktalarıdır.

Modelin temel amacı, T gözlemlili (y_t, x_t, z_t) veri setini kullanarak bilinmeyen regresyon katsayılarını (β ve δ_j) kırılma noktaları ile tahmin etmektir. Bu model, β parametresinin sabit ve tüm örneklem kullanılarak tahmin edilmesi nedeniyle kısmi yapısal değişim modeli (partial structural change model) olarak adlandırılmaktadır. Ancak $\rho = 0$ olduğunda, tüm katsayıların değişime tabi olduğu saf yapısal değişim modeli (pure structural change model) elde edilmektedir (Bai ve Perron, 1998a: 49).

En küçük kareler ilkesine dayalı tahmin yöntemi, her m ($T_1, \dots, T_m$) bölümü için β ve δ_j 'nin tahminlerini, kalıntı kareler toplamını en aza indirerek elde etmektedir (Bai ve Perron, 2003: 3):

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x'_t \beta - z'_t \delta_i]^2 \quad (60)$$

$\hat{\beta}(\{T_j\})$ ve $\hat{\delta}(\{T_j\})$, $\{T_j\}$ ile gösterilen m bölümüne $(T_1, \dots, T_m)$ dayalı tahminleri gösterebilir. Bu tahminler, amaç fonksiyonuna yerleştirilerek kalıntı kareler toplamı $S_T(T_1, \dots, T_m)$ hesaplanır ve tahmin edilen kırılma noktaları $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ şu şekilde belirlenir:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \underset{T_1, \dots, T_m}{\operatorname{argmin}} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (61)$$

Bu minimizasyon, $T_i - T_{i-1} \geq q^2$ olacak şekilde tüm $T_1, \dots, T_m$ bölümleri üzerinde gerçekleştirilir. Dolayısıyla, kırılma noktası tahmincileri amaç fonksiyonunun global minimizasyon edicileridir. Regresyon parametresi tahminleri m bölümü $\{\hat{T}_j\}$ ile ilişkili tahminlerdir.

Kırılma noktaları ayırık parametreler olduğu ve yalnızca sınırlı sayıda değer alabildiği için, tahminler grid araması (grid search) yöntemi ile yapılabilir. Ancak $m \geq 2$ olduğunda bu yöntem, hesaplama açısından oldukça maliyetlidir. Bu sorunu aşmak için Bai ve Perron (2003), dinamik programlama ilkesine dayalı etkili bir yöntem sunmuşlardır. Bai ve Perron (2003), yapısal kırılmaların belirlenmesi için farklı test stratejileri geliştirmişlerdir.

3.3.2.1. Global L Kırılmanın Testi

Bai ve Perron (2003), yapısal kırılmanın olmadığı ($m = 0$) sıfır hipotezine karşı, k sayıda kırılmanın olduğu ($m = k$) alternatif hipotezi test etmek amacıyla $\sup F$ tipi bir testi ele almıştır. $(T_1, \dots, T_k), T_i = [T\lambda_i]$ ($i = 1, \dots, k$) olacak şekilde bir bölüm ve $R, (R\delta)' = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$ şeklinde geleneksel bir matris olsun:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R\hat{V}(\hat{\delta})R')^{-1} R\hat{\delta} \quad (62)$$

Burada $\hat{V}(\hat{\delta})$, serisel korelasyona ve değişen varyansa karşı sağlam (robust) olan $\hat{\delta}$ 'nin varyans kovaryans matrisinin tahmini olup aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$V(\hat{\delta}) = \operatorname{plim} T(\bar{Z}' M_X \bar{Z})' \bar{Z}' M_X \Omega M_X \bar{Z} (\bar{Z}' M_X \bar{Z})' \quad (63)$$

Andrews (1993) ve diğerlerini takiben test şu şekilde ifade edilir:

$$\sup F_T(k; q) = F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k; q) \quad (64)$$

Burada $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k$, global kalıntı kareler toplamını minimum yapan, F testinin maximuma çıkarılmasını sağlayan kırılma tarihlerinin tahmin edicileridir. Testin asimptotik dağılımı, bir bölümün minimum uzunluğu h 'nin, yani $\varepsilon = h/T$ 'nin uygulanması yoluyla bir düzeltme parametresine bağlıdır (Bai ve Perron, 2003: 11-12).

3.3.2.2. İkili Maksimum Testler

Çoğu zaman, bir araştırmacı çıkarım yapmak için belirli sayıda kırılmayı önceden belirtmek istemez. Buna izin vermek için Bai ve Perron, üst sınır M olarak belirlenen bilinmeyen sayıda yapısal kırılmaya karşı yapısal kırılma olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin testi için ikili maximum testler (double maximum tests) olarak bilinen iki farklı test önermişlerdir. İlk test, eşit ağırlıklı bir versiyon olan $UD \max F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q)$ ile tanımlanır. Burada, $\hat{\lambda}_j = \hat{T}_j/T, (j = 1, \dots, m)$ kalıntı kareler toplamının global minimizasyonu kullanılarak elde edilen kırılma noktaları tahminleridir (Bai ve Perron, 2003: 14).

İkinci test, marjinal p değerlerinin m değerlerine eşit olmasını ve $WD \max F_t(M, q)$ olarak gösterilmesini sağlayacak şekilde bireysel testlere ağırlıklar uygular. Bu, q 'ya ve testin anlamlılık düzeyine, örneğin α 'ya bağlı olan ağırlıkları ifade eder yani $c(q, \alpha, m)$, α anlamlılık düzeyi için $\sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\epsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q)$ testinin asimptotik kritik değeridir. Bu durumda ağırlıklar $a_1 = 1$ ve $m > 1$ için $a_m = c(q, \alpha, 1)/c(q, \alpha, m)$ olarak tanımlanır. Bu versiyon aşağıdaki gibi belirtilmiştir (Bai ve Perron, 1998: 59):

$$WD \max F_t(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} \times F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q) \quad (65)$$

Bai ve Perron, $M = 5$ ve $\epsilon = 0.05$ için her iki testin asimptotik kritik değerlerini üretmiştir. Ampirik çalışmalarda genellikle $M = 5$ değeri yeterli olmaktadır, çünkü M 'nin 5'ten büyük seçimleri için kritik değerler çok az değişiklik göstermektedir. Bai ve Perron (2001), $\epsilon = 0.10$ ($M = 5$), 0.15 ($M = 5$), 0.20 ($M = 3$) ve 0.25 ($M = 2$) için ek kritik değerler sağlamaktadır (Bai ve Perron, 2003: 14).

3.3.2.3. Ardışık Bai ve Perron (2003) Testi

Bai ve Perron (2003), ℓ sayıda kırılma olduğunu ifade eden sıfır hipotezine karşı, $\ell + 1$ sayıda kırılmanın olduğunu ifade eden alternatif hipotezini test etmek için $\sup F_t(\ell + 1 | \ell)$ testini önermiştir. Bu yöntem, yapısal değişiklik olmadığını ifade eden hipoteze karşı tek bir yapısal değişiklik olduğunu belirten alternatif hipoteze ilişkin $\ell + 1$ testlerinin uygulanması anlamına gelmektedir.

Test, $\hat{T}_{i-1}$ ile $\hat{T}_i$ ($i = 1, \dots, \ell + 1$) arasındaki gözlemleri içeren her bir bölüme uygulanmaktadır. Kalıntı kareler toplamının minimum değeri (ilave bir kırılmanın dahil olduğu tüm bölümler üzerinde), ℓ kırılma modelinden elde edilen kalıntı kareler toplamından yeterince küçükse $\ell + 1$ kırılımlı bir modelin lehine bir red sonucuna varılmaktadır. Bu şekilde seçilen

kırılma tarihi, toplam minumum hata kareler toplamıyla ilişkili olan tarihtir (Bai ve Perron, 2003: 14).

3.3.2.4. Kırılma Sayısının Tahmin Edilmesi

Kırılma sayısının seçiminde yaygın bir yöntem, bilgi kriterlerinin kullanılmasıdır. Yao (1988), Bayes Bilgi Kriteri (BIC-Bayesian Information Criterion)'nin kullanılmasını önerirken, Liu vd. (1997) Schwarz Bilgi Kriteri'nin (SIC-Schwarz Information Criterion) modifiye edilmiş hali olan LWZ kriterinin kullanılmasını önermiştir. Perron (1997), serisel korelasyonun varlığı durumunda bir serinin trend fonksiyonundaki değişiklik sayısını tahmin etmek için bu iki bilgi kriterinin ve Akaike Bilgi Kriteri'nin (AIC-Akaike Information Criterion) performanslarını karşılaştırmıştır. Sonuçlar; AIC'nin çok kötü bir performans gösterdiğini, Bayes Bilgi Kriteri (BIC-Bayesian Information Criterion) ve LWZ bilgi kriterlerinin kalıntılarda serisel korelasyon olmadığında oldukça iyi performans gösterdiğini ancak serisel korelasyonun varlığında gerçek değerden çok daha yüksek bir değer gösterebileceğini ortaya koymuştur. Kalıntılarda serisel korelasyon olmadığı halde gecikmeli bir bağımlı değişken mevcut olduğunda, gecikmeli bağımlı değişkenin katsayısı büyük olduğunda BIC kötü performans göstermektedir.

Bai ve Perron (2003), kırılmaların sıralı tahminlerini kullanarak $supF_t(\ell + 1|\ell)$ testinin sıralı uygulamasına dayanmaktadır (Bai ve Perron, 2003: 15). Ancak bu süreç, bazı sınırlamalar içermektedir. Çoklu kırılmalı bir durumda, kırılmanın olmadığını ($\ell = 0$) ifade eden sıfır hipotezine karşı 1 kırılmanın olduğu ($\ell + 1 = 1$) alternatif hipotezi reddedilememektedir. Bunun nedeni şu şekilde açıklanabilir: Eğer kırılma sayısı 2 ise ve katsayılar ikinci kırılmadan sonra orijinal değerlerine dönüyorsa, ardışık sürecin ilk hipotezinin reddetmek zorlaşmaktadır. Ancak, sıfır hipotezine karşı 1'den daha fazla kırılmanın olduğu alternatif hipotezini reddetmek daha kolaydır. Bu durum, çoklu kırılmalı bir süreçte, bir rejimden başka bir rejime geçen ve daha sonra eski rejime dönen serilerde, ardışık test sürecinin başarısız olmasına yol açabilir. Bu tür durumları önlemek için, öncelikle İkili Maksimum Testlerden $UD\ max$ veya $WD\ max$ testlerine bakılmalıdır. Eğer en az bir kırılmanın varlığı tespit edilirse, ardışık sürecin ilk hipotezi yok sayılıp $supF_t(\ell + 1|\ell)$ testinin, $\ell \geq m$ için anlamsız olduğu m kırılma sayısı belirlenmelidir (Mert ve Çağlar, 2019: 159).

3.4. Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Bir önceki bölümde, yapısal kırılmaların araştırmacı tarafından belirlendiği testlerden bahsedilmişti. Ancak uygulamalarda, yapısal kırılma tarihlerinin çoğu zaman önceden

bilinmediği vurgulanmıştı. Bu nedenle, yapısal kırılma tarihlerinin araştırmacı tarafından dışsal olarak değil, model tarafından içsel olarak belirlendiği testler daha fazla önem kazanmaktadır.

3.4.1. Yapısal Kırılmaların Zamana Göre Homojen Olarak Belirlenmesi

Homojen panel veri modellerinde birden fazla yapısal kırılmayı analiz etmek için Ditzgen vd. (2021) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testi, sıralı test yaklaşımını kullanarak kırılma sayısını (s) belirlemek için üç farklı hipotezi test etmektedir. N birimli ve T dönemli s yapısal kırılmalı bir panel veri modeli şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_j + e_{i,t} \quad (66)$$

Burada $t = T_{j-1}, \dots, T_j$ ve $j = 1, \dots, s+1$ ile $T_0 = 0$ ve $T_{s+1} = T$ olmaktadır. Bu yapı, $T_{j-1}, \dots, T_j$ gözlemlerini içeren j rejimine sahip s kırılmayı veya $s+1$ rejimi ifade eder. Kırılma yapısını vurgulamak için yukarıdaki eşitlik rejimler açısından aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_1 + e_{i,t} & t = T_0, \dots, T_1, \\ y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_2 + e_{i,t} & t = T_1, \dots, T_2, \\ &\vdots \\ y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_{s+1} + e_{i,t} & t = T_s, \dots, T_{s+1} \text{ için.} \end{aligned} \quad (67)$$

Eğer $N = 1$ ise bu model bir zaman serisi modeline, $N > 1$ ise panel veri modeline dönüşmektedir. Modelde $y_{i,t}$ bağımlı değişken, $e_{i,t}$ hata terimi, $x_{i,t}$ ve $w_{i,t}$ sırasıyla $p \times 1$ ve $q \times 1$ boyutlu bağımsız değişken vektörleridir. $x_{i,t}$ bağımsız değişkenlerin katsayıları kırılmalardan etkilenmezken, $w_{i,t}$ bağımsız değişkenlerin katsayıları kırılmalardan etkilenmektedir. Kırılma tarihleri tüm birimler için ortak (homojen) belirlenmektedir. Bağımsız değişkenlerin tümünün kırılması mümkündür. Bu durumda $x'_{i,t}\beta$, sıfır olarak tanımlanmalıdır. Daha açık bir şekilde $T_s = \{T_1, \dots, T_s\}$, $\lambda_0 = 0 < \lambda_1 < \dots < \lambda_{s+1} = 1$ olmak üzere $T_j = [\lambda_j T]$, olacak şekilde s kırılma sayılarının bir kümesi olsun. Kırılmaların bu şekilde belirlenmesi, birbirlerinden farklı olmalarını ve örneklemin başından ve sonundan uzakta sınırlandırılmalarını sağlamaktadır. Her bir rejim içindeki modelin tahmin edilebilmesi için bu önemlidir.

Panel veri modelinde yatay kesit bağımlılığı, etkileşimli etkiler veya ortak faktörler yapısına sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu nedenle birimler arası korelasyonun elimine edilmesi amacıyla, Ditzgen vd. (2021) çalışmasında etkileşimli etkiler biçiminde gözlemlenmeyen heterojenliğine izin vermektedir:

$$e_{i,t} = f'_t \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (68)$$

Burada f_t , $m \times 1$ boyutunda faktörler vektörü, λ_i ise faktör yüklerinin uyumlu bir vektörüdür. Bu durumda model şu şekilde yazılabilir:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_j + f'_t\gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (69)$$

Gözlemlenmeyen heterojenlik bilinen deterministik terimlerden oluştuğunda model, LS yöntemi ile tahmin edilebilmektedir. Eğer f_t bilinmiyorsa onun yerine vekil değişkenler $\bar{x}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N x_{i,t}$ ve $\bar{w}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N w_{i,t}$ kullanılmaktadır. Bu durumda denklem aşağıdaki gibi genişletilmektedir:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_j + \bar{x}'_t a_i + \bar{w}'_t b_{i,j} + e_{i,t} \quad (70)$$

Yatay kesit ortalamalarını asimptotik olarak gözlemlemek, gerçek faktörleri gözlemlemek kadar iyi olduğundan denklemde yer alan bağımsız değişkenler asimptotik olarak dışsaldır ve bu modelin LS yöntemi kullanılarak tahmin edilebileceği anlamına gelmektedir. Bu Pesaran (2006)'ın CCE tahmincisi ile aynı mantığa sahiptir, tek farkı bağımlı değişken $y_{i,t}$ 'nin yatay kesit ortalaması modele dahil edilmemektedir. Eğer $N = 1$ ise model bir zaman serisi modeli olacaktır ve tanım gereği bilinmeyen faktörleri tahmin etmek için kullanılabilecek hiçbir yatay kesit varyasyonu (değişimi) olmayacaktır. Dolayısıyla, bu durumda f_t 'nin bilinmesi gerekir ve tahmin edilecek model $y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_j + f'_t\gamma_i + \varepsilon_{i,t}$ ile verilir. Bu da Bai ve Perron (1998)'dekiyle aynı olmaktadır.

Ditzen vd. (2021), standart yaklaşım olan artıkların kareler toplamını (SSR-Sum of Squared Residuals) minimize ederek kırılma tarihlerini tahmin etmektedir:

$$\hat{T}_s = \arg \min_{T_s \in T_{s,\varepsilon}} SSR(T_s) \quad (71)$$

Burada $SSR(T_s)$, s kırılmalara dayalı artıkların kareler toplamıdır.

Ditzen vd. (2021), sıralı test yaklaşımını kullanarak yapısal kırılmaların sayısını (s) belirlemek amacıyla üç farklı hipotez test etmektedir. Bu hipotezler aşağıdaki şekilde özetlenebilir:

Hipotez (A)

Eğer kırılma tarihi (T_s) biliniyorsa, kırılmaların olmadığını ifade eden yokluk hipotezi, bilinen s kırılma sayısına karşı $F(T_s)$ olarak gösterilen F istatistiği ile test edilmektedir. Bu testte; F istatistiğinin uygun kritik değerleri, s pay serbestlik derecesi ile $N(T - p - (s + 1)q) - p - (s + 1)q$ payda serbestlik derecesine göre F dağılımından belirlenebilir.

Eğer kırılma tarihi (T_s) bilinmiyorsa, aşağıdaki istatistik kullanılmaktadır:

$$\sup F(s) = \sup \quad (72)$$

Burada $T_{s,\varepsilon} = \{(T_1, \dots, T_s): T_{j+1} - T_j \geq \varepsilon T, T_1 \geq \varepsilon T, T_s \leq (1 - \varepsilon)T\}$, kullanıcı tarafından tanımlı bir kırılma (trimming) parametresi ε' ne göre izin verilen kırılma tarihlerinin kümesidir.

$\epsilon \in (0,1)$ şeklinde ayarlanır. Bu ayarlama, kırılmaların farklı olmasını ve varsayıldığı gibi örnek uç noktalarından uzakta olmasını sağlanmaktadır.

Hipotez (B)

H_0 : Kırılma yok.

H_1 : $1 \leq s \leq s_{max}$ kırılma var.

Eğim parametresinde gerçekleşen sıfır kırılmaya karşı $1 \leq s \leq s_{max}$ kırılma olduğunu ifade eden bu hipotezi test etmek için çift maksimum istatistiği kullanılmaktadır:

$$WDmaxF(s_{max}) = \max \frac{c_{\alpha,1}}{c_{\alpha,s}} \sup F(s) \quad (73)$$

Burada s_{max} , maksimum kırılma sayısı ve $c_{\alpha,s}$, s kırılma ve α anlamlılık düzeyinde $\sup F(s)$ 'nin kritik değeridir. Buradaki $c_{\alpha,1}/c_{\alpha,s}$ ile ağırlıklandırma, ağırlıklı üst istatistiklerin marjinal p değerlerinin hepsinin eşit olmasını sağlar. Bu kırılma sayısı, s 'nin artmasıyla $\sup F(s)$ 'nin marjinal p-değerinde meydana gelen düşüşü ve kırılma sayısı s büyük olduğunda ortaya çıkan güç kaybını dengelemektedir. Test istatistiği ağırlıklandırılmamış da olabilir. Bu durumda tüm s 'ler için $c_{\alpha,1}/c_{\alpha,s} = 1$ olarak ayarlanır.

Hipotez (C)

H_0 : s kırılma var.

H_1 : $s + 1$ kırılma var.

Eğim parametresinde gerçekleşen s kırılmaya karşı $s + 1$ kırılma olduğunu ifade eden bu hipotez, aşağıdaki test istatistiği kullanılarak test edilebilir:

$$F(s + 1 | s) = \sup_{1 \leq j \leq s+1} \sup_{\tau \in \hat{\mathcal{T}}_{j,\epsilon}} F(\tau | \hat{\mathcal{T}}_s) \quad (74)$$

Burada $\hat{\mathcal{T}}_s$, sıfır hipotezi altında s kırılmaların tahminlerini ve τ , alternatif hipotezi altında $(s + 1)$ kırılma ve

$$\hat{\mathcal{T}}_{j,\epsilon} = \{\tau: \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\epsilon \leq \tau \leq \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\epsilon, \hat{T}_0 = 0, \hat{T}_{s+1} = 1\} \quad (75)$$

$(j - 1)$. ve j arasındaki izin verilen kırılmaların kümesidir. Bu nedenle $F(s + 1 | s)$, s kırılmaların sıfırını test ederken, sıfır altında şart koşulan rejimler içerisinde ek bir kırılmanın olduğu alternatif hipotezini test etmektedir. Son olarak, $F(\tau | \hat{\mathcal{T}}_s)$ verilen $\hat{\mathcal{T}}_s$ cinsinden tahmini kırılma tarihlerinin alınmasına ve τ 'da bir ek kırılmanın test edilmesine dayanan F istatistiğidir.

$F(s + 1 | s)$ testi, kırılma sayısını tahmin etmek için sırayla uygulanabilir. Bu durumda, $F(1 | 0)$ kullanarak tek kırılma alternatifine karşı hiç kırılmanın olmadığı sıfır hipotezini test ederek başlanır. Eğer sıfır hipotezi reddedilemezse $\hat{s} = 0$ olarak ayarlanıp işlem sonlanır. Ancak sıfır hipotezi reddedilirse $\hat{T}_1$ ile gösterilen kesme noktası tahmin edilir ve örnek $\hat{T}_1$ 'de ikiye bölünür. Daha sonra $F(2 | 1)$ kullanılarak bir kırılmaya karşı 2 kırılmanın varlığı test edilir.

Herhangi bir kırılma bulunmazsa $\hat{s} = 1$ olarak ayarlanıp işlem sonlanır. Bu süreç sıfır hipotezi reddedilemeye kadar devam ettirilir.

Testlerin asimptotik dağılımları zaman serileri için Bai ve Perron (1998), panel versiyonu için Ditzgen vd. (2021)' in çalışmalarında bulunabilir. Asimptotik dağılımları aynı olduğundan Bai ve Perron (1998, 2003) çalışmasında yer alan $\epsilon \in \{0.05, 0.1, 0.15, 0.2, 0.25\}$ için kritik değerlerini kullanır. Teorik olarak kritik değerlerin geçerliliği zaman serisi durumunda $T \rightarrow \infty$ ve panel durumunda $T/N \rightarrow 0$ ile $N, T \rightarrow \infty$ gerektirir; bu da pratikte T'nin her iki durumda da “büyük” olması gerektiği anlamına gelir, ve panel durumunda N'nin daha da büyük olması gerekir (Ditzgen vd., 2021: 3-7).

3.4.2. Yapısal Kırılmaların Zamana Göre Heterojen Olarak Belirlenmesi

Bir önceki başlık altında eğim parametresine göre homojen panel veri modellerinde, yapısal kırılma tarihleri tüm birimler için homojen belirlenmiş ve temel varsayım, katsayıların zamanla değişmediği yönündeydi. Ancak uygulamada, makroekonomik değişkenlerin finansal krizler veya doğal afetler gibi dışsal şoklardan aynı zamanda ve aynı ölçüde etkilenmediği gözlemlenmektedir. Bu nedenle, yapısal kırılma tarihlerini tüm birimler için ortak belirlemek yerine, katsayıların tüm zaman dönemi boyunca değiştiği varsayımı altında belirlemek daha esnek bir yaklaşımdır.

Sun vd. (2009), sabit etkili değişken katsayılı panel veri modelini tahmin etmek için yerel bir doğrusal en küçük kareler yöntemi önermişlerdir. Ele alınan değişken katsayılı model, özel durumlar olarak hem saf parametrik olmayan modeli hem de kısmen doğrusal regresyon modelini içerdiğinden (Sun vd., 2009: 1) yarı parametrik (semi-parametric) bir tahmin yöntemi kullanılmaktadır.

Ekonomistler, uygulamada genellikle rassal etkiler modelinin varsayımlarının veri setleri tarafından desteklenmediğini gözlemlemektedir. Bu nedenle Sun vd. (2009), sabit etkili değişken katsayılı panel veri modelinin tahmini üzerine odaklanmış ve bilinmeyen yumuşak (smooth) katsayılı fonksiyonları tahmin etmek için yerel doğrusal regresyon yaklaşımını önermişlerdir. Bu yaklaşım, LS yöntemiyle birleştirilerek, bilinmeyen yumuşak katsayısı eğrilerinin tutarlı tahminicisini üretmek için kullanılmaktadır (Sun vd., 2009: 2).

Sun vd. (2009), sabit etkili değişken katsayılı panel veri modelini şu şekilde ifade etmiştir:

$$Y_{it} = X_{it}^T \theta(Z_{it}) + \mu_i + v_{it}, (i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, m) \quad (76)$$

Burada $Z_{it} = (Z_{it,1}, \dots, Z_{it,q})^T$ ortak değişkeni q boyutunda, $X_{it} = (X_{it,1}, \dots, X_{it,p})^T$ p boyutundadır. $\theta(\cdot) = \{\theta_1(\cdot), \dots, \theta_p(\cdot)\}^T$ p sayıda bilinmeyen fonksiyonu içermekte ve diğer

tüm değişkenler skalerdir. X_{it} 'deki değişkenlerin hiçbiri Z_{it} 'den elde edilemez ve bunun tersi de geçerlidir. Rassal hata terimi v_{it} 'nin; sıfır ortalamalı, $\sigma_v^2 > 0$ sonlu varyanslı ve tüm i, j, s ve t için μ_j , Z_{js} ve X_{js} 'den bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır. Gözlemlenemeyen birim etkileri ifade eden μ_i , sıfır ortalama ve $\sigma_\mu^2 > 0$ sonlu varyans ile bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir. Aynı zamanda Eşitlik (76) FE modeli olduğundan birim etkiler μ_i 'nin Z_{it} ve/veya X_{it} ile ilişkili olmasına izin verilmektedir.

Sabit etkili değişken katsayılı panel veri modeli basit bir örnek ile ifade etmek istenirse; Y_{it} i . bireyin t zamanındaki geliri, X_{it} i . bireyin t zamanındaki eğitim süresi ve Z_{it} i . bireyin t zamanındaki yaşı olduğu varsayılabilir. Bu durumda, modelde yer alan sabit etkiler terimi μ_i , bireylerin yetenek gibi gözlemlenemeyen özelliklerini örneğin, IQ seviyesini temsil eder. Bu problemde araştırmacılar, gözlemlenemeyen bireysel yetenek faktörlerini kontrol ettikten sonra eğitimin gelir üzerindeki marjinal etkileriyle ilgilenmektedirler. Dolayısıyla, kişinin yüksek veya düşük yeteneğe sahip olmasına bakılmaksızın, ilave bir eğitim yılının gelir üzerindeki etkisiyle ilgilenmektedirler. Bu basit örnekte, yetenek ve eğitimin pozitif ilişkili olduğuna inanmak mantıklıdır. Ancak gözlemlenemeyen bireysel etkiler kontrol edilmezse, eğitimin gelir üzerindeki marjinal etkisi olduğundan daha yüksek tahmin edilebilir. Bu nedenle, araştırmacılar sabit etkili değişken katsayılı panel veri modelinde yer alan $\theta(\cdot)$ fonksiyonunun tahmin edilmesiyle ilgilenmektedir. Bilinmeyen $(\cdot)$ fonksiyonu tahmin etmek için parametrik olmayan yerel düzleştirme (nonparametric local smoothing) yöntemleri kullanılabilir. Bu yöntemler arasında en uygun olanı Kernel temelli tahmin yöntemleridir (Sun vd., 2009: 3-4).

3.5. Heterojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Eğim parametresine göre heterojen panel veri modellerinde sabitte yapısal kırılmalar, tek kırılma için Supremum testler ve çok kırılma için Bai ve Perron (1998, 2003) kullanılarak belirlenebilir. Homojen panel veri modellerinden farklı olarak, heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmalar tüm panele tek bir model olarak uygulanmaz. Bunun yerine, her bir birime ait bireysel regresyon modelleri üzerinden analiz yapılır. Guliyev (2023)'in belirttiği üzere, model denklemleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

Model 1: Sabitte (düzeyde) kırılma

$$y_t = \alpha + x_t\beta + (t \geq b)\delta + \epsilon_t \quad (77)$$

Model 2: Eğimde (trendde) kırılma

$$y_t = \alpha + x_t\beta + (t \geq b)x_t\delta + \epsilon_t \quad (78)$$

Model 3: Hem sabitte hem eğimde (rejimde) kırılma

$$y_t = \alpha + x_t\beta + (t \geq b)\delta + (t \geq b)x_t\delta + \epsilon_t \quad (79)$$

Tüm modellerde α sabit parametreyi, x_t sabit bağımsız değişken(ler) kümesini, β bağımsız değişken(ler)in katsayı(lar) tahminini ve ϵ_t sıfır ortalama ve normal dağılıma sahip hata terimidir. ($t \geq b$), Supremum testler ile belirlenen tek sayıda yapısal kırılma tarihini temsil eden kukla değişkenini ve δ ise onun katsayısını ifade etmektedir. Eğer Bai ve Perron (1998, 2003) testleri ile birden fazla yapısal kırılma belirlenirse, model denklemleri bu kırılmaları dikkate alacak şekilde genişletilebilir (Guliyev, 2023: 48).

Yapısal kırılma testleri, kırılmaların şekline göre keskin ve dalgalı/yumuşak olarak gerçekleştiği varsayımından hareket etmektedir.

3.5.1. Yapısal Kırılmaların Keskin Geçişli Olarak Belirlenmesi

Ekonomik ve finansal zaman serilerinde ani değişimleri (kırılmaları) tespit etmek için sıklıkla Bai-Perron testi gibi yöntemler kullanılmaktadır. Bu tür kırılmaların etkilerini analiz edebilmek için, modele yapısal kırılmanın gerçekleştiği zamanı temsil eden kukla (dummy) değişken eklenir. Bu yaklaşım sayesinde, kırılmanın etkileri modele dahil edilerek detaylı bir şekilde incelenebilir.

3.5.1.1. Yapısal Kırılmalarla Genişletilmiş SUR Tahmincisi

Eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde; yapısal kırılmalar belirlendikten sonra modelin, birimler arası korelasyonu da dikkate alacak şekilde tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu tür durumlarda, hem eğim parametrelerindeki heterojenliği hem de birimler arası korelasyonu dikkate alan Zellner (1962) Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR-Seemingly Unrelated Regression) modeli tercih edilmektedir.

SUR modeli, birden fazla regresyon denkleminin birlikte analiz edilmesine olanak tanımaktadır. Ele alınan bu regresyon denklemleri arasında herhangi bir ilişki yokken denklemlerin hata terimleri arasında bir ilişki bulunmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 72).

Ekonomik olayların zaman içerisindeki değişimlerini açıklamak için tek denklemlerli modellerde sıklıkla LS yöntemi kullanılmaktadır. SUR modelinde yer alan regresyon denklemleri de tek tek LS yöntemi ile tahmin edilebilir. Ancak, LS yöntemiyle elde edilen tahmin ediciler sapmasız olmasına rağmen etkin değildir (Guliyev, 2023: 49-50).

Zellner (1962), hata terimlerinin ilişkili olduğu çoklu regresyon denklemlerini, tüm denklem sistemine uygulayarak tahmin etmiş ve bu yöntemin etkinliğini göstermiştir. Zellner (1962)'a göre, denklemler arasındaki hata terimlerinin yüksek korelasyonlu olduğu durumlarda, SUR modeli ile yapılan ortak tahminler, her bir denkleme ayrı ayrı uygulanan LS yöntemine göre daha etkin sonuçlar sunmaktadır (Aksakal, 2011: 54).

Panel veri analizinde, n birim sayısı ve t her birime karşılık gelen gözlem sayısı olmak üzere, sabitte yapısal kırılmalı SUR modeli (SBSUR-Structural Break Seemingly Unrelated Regression) denklem sistemi aşağıdaki gibi yazılabilir (Guliyev, 2023: 50):

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \alpha_{01} + \beta_{11}X_{11t} + \beta_{12}X_{12t} + \dots + \beta_{1kt}X_{1kt} + (t \geq b_1)\delta_1 + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \alpha_{02} + \beta_{21}X_{21t} + \beta_{22}X_{22t} + \dots + \beta_{2kt}X_{2kt} + (t \geq b_2)\delta_2 + \varepsilon_{2t} \\ &\vdots \\ Y_{nt} &= \alpha_{0n} + \beta_{n1}X_{n1t} + \beta_{n2}X_{n2t} + \dots + \beta_{nkt}X_{nkt} + (t \geq b_n)\delta_n + \varepsilon_{nt} \end{aligned} \quad (80)$$

Eşitlik incelendiğinde, SUR modelinin eşanlı denklem sistemine sahip olmadığını, yani bir denklemde yer alan herhangi bir değişkenin diğer bir denklemde yer almadığını ve çoklu doğrusal regresyon denklemlerinin bir kümesini ele aldığını görmekteyiz. Bu bağlamda, α_{0n} her bir birime ait regresyon modelinin sabit parametresini, modele dahil edilen bağımsız değişken sayısı k olmak üzere X_{nk} her birime ait bağımsız değişkenleri ve β_{nk} bağımsız değişkenlerin katsayısını ve ε hata terimini ifade etmektedir. $b_1, \dots, b_2$ ise her birime ait Supremum testlerle belirlenen tek sayıda yapısal kırılmayı ve $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n$ her birime ait yapısal kırılmaları dikkate alarak türetilmiş kukla değişkenlerin tahmin edilen ve yapısal kırılmanın sabit parametrede yarattığı değişikliği ifade eden katsayıyı göstermektedir. Burada dikkat edilmesi gereken önemli bir nokta, yapısal kırılmaların her bir birim için ayrı ayrı belirlendiğidir. Dolayısıyla yapısal kırılmalar, homojen (ortak) değil heterojen özelliğindedir.

Sabitte (düzeyde) yapısal kırılmalarla genişletilen SUR modeli (SBSUR), benzer şekilde eğimde ve rejimde yapısal kırılmaları da dikkate alacak şekilde genişletilebilir (Guliyev, 2023: 50).

Yapısal kırılmalarla genişletilmiş SUR modelinin varsayımları ile SUR modelinin varsayımları aynıdır ve aşağıdaki gibi sıralabilir (Erdugan, 2012: 24):

1. Birimlere ait hata terimleri arasında eş zamanlı korelasyon vardır.

$$cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0 \quad t = 1, 2, \dots, T \text{ ve } i, j = 1, 2, \dots, N \quad (81)$$

2. Her bir birime ait hata teriminin beklenen değeri (ortalaması) sıfır ve varyansı sabittir.

$$E(\varepsilon_i) = 0, i = 1, 2, \dots, n \text{ ve } cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it}) = var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{ii}^2 \quad (82)$$

4. Birimlere ait hata terimleri arasında farklı zaman döneminde ($t \neq s$) otokorelasyon yoktur.

$$cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0 \quad (83)$$

Yukarıda belirtilen 1. varsayım hariç diğerlerinin LS tahmincisine özgü varsayımlar olduğu görülmektedir. İlk varsayım, panel veri yapısının birimler arası korelasyona sahip modellere özgü olmasından kaynaklanmaktadır. Aynı dönemdeki birimlerin hata terimleri arasında ilişki

olduğunu ifade eden bu varsayımın geçerli olması durumunda, varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Sezer, 2006: 41):

$$\begin{aligned} cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = E(\epsilon_i, \epsilon_j') &= E \left(\begin{bmatrix} \epsilon_{1i} \\ \epsilon_{2i} \\ \vdots \\ \epsilon_{ni} \end{bmatrix} [\epsilon_{1j} \epsilon_{2j} \dots \epsilon_{nj}] \right) = \begin{pmatrix} \epsilon_{1i}\epsilon_{1j} & \epsilon_{1i}\epsilon_{2j} & \dots & \epsilon_{1i}\epsilon_{nj} \\ \epsilon_{2i}\epsilon_{1j} & \epsilon_{2i}\epsilon_{2j} & \dots & \epsilon_{2i}\epsilon_{nj} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \epsilon_{ni}\epsilon_{1j} & \epsilon_{ni}\epsilon_{2j} & \dots & \epsilon_{ni}\epsilon_{nj} \end{pmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \sigma_{ij} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{ij} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{ij} \end{bmatrix} = \sigma_{ij} I_n \end{aligned} \quad (84)$$

Belirtilen varsayımlara ek olarak panel veriler için kullanılan SUR modelinin zaman boyutu T 'nin birim boyutu N 'den büyük olma şartı ($T > N$) bulunmaktadır (Aksakal ve Cilan, 2015: 244). Ayrıca etkinlik kaybının olmaması için de birim boyutu N 'nin 10'dan küçük veya eşit olması ($N \leq 10$) istenilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 73).

Eşitlik (84)'te yer alan varyans-kovaryans matrisinin köşegen olması, birimlere ait hata terimleri arasında ilişkinin olmadığını gösterir (Alkan ve Kılıçtekin, 2020: 516). Bu durumda SUR modelini kullanmanın bir üstünlüğü olmamaktadır. Bu nedenle sabitte yapısal kırılmalarla genişletilmiş SUR modelinde katsayı tahminlerine başlamadan önce, varyans-kovaryans matrisinin nasıl tahmin edileceği hususu önemli olmaktadır. Zellner (1962) çalışmasında, sabitte yapısal kırılmalarla genişletilmiş SUR modelinin tahmini için GLS tahmincisini kullanmaktadır. Bunun için LS ile birleştirilmiş çoklu regresyon denklem sistemi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Zellner, 1962: 349-351):

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix} \quad (85)$$

Eşitlikte yer alan hata terimi vektörünün ise aşağıdaki varyans-kovaryans matrisine sahip olduğu varsayılır:

$$\Sigma = V(u) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \dots & \sigma_{NN} \end{bmatrix} \otimes I = \Sigma_c \otimes I \quad (86)$$

burada I , $T \times T$ boyutlu birim matrisdir. Aitken'in GLS tahmincisi kullanılarak parametre tahminleri ise aşağıdaki şekilde tahmin edilir,

$$\hat{\beta} = (X' \Sigma^{-1} X)^{-1} X' \Sigma^{-1} y \quad (87)$$

Bu tahmin ediciyi oluştururken, varyans-kovaryans matrisi Σ 'nin tersi aşağıdaki gibi verilmektedir:

$$\Sigma^{-1} = V^{-1}(u) = \Sigma_c^{-1} \otimes I \quad (88)$$

Uygulamada, hata terimine ait eş zamanlı varyans kovaryans matrisi (Σ) genellikle bilinmediğinden pratikte Eşitlik (88)'i kullanmak imkansızdır. Bu nedenle Aitken tahmincisi oluşturulurken, onun yerine tek denklemlen en küçük kareler tahmincisi artıklarından oluşturulan varyans kovaryans matrisi tahmininin ($\hat{\Sigma}$) kullanılması önerilmektedir (Zellner, 1962: 352).

3.5.2. Yapısal Kırılmaların Yumuşak Geçişli Olarak Belirlenmesi

Yapısal kırılmaların yumuşak geçişli olarak belirlenmesi, ekonomik ve finansal zaman serilerindeki yapısal değişimlerin ani ve keskin bir şekilde değil, zaman içinde kademeli ve yumuşak bir biçimde gerçekleştiği varsayımına dayanmaktadır. Bu yaklaşımda, yapısal değişimlerin modellenmesi için kukla değişken(ler) yerine Fourier fonksiyonu kullanılmaktadır.

3.5.2.1. Fourier Fonksiyonu ile Genişletilmiş FSUR Tahmincisi

Yapısal kırılmaların tarihi, kırılma sayısı ve kırılmaların şekli (keskin veya yumuşak) genellikle araştırmacılar tarafından bilinmemektedir. Bu yüzden yapısal kırılmalar kukla değişken yaklaşımı yerine, Fourier fonksiyonu ile ele alınmaktadır.

$\alpha(t)$, kırılma sayısı ve formu (biçimi) bilinmeyen bir fonksiyonu temsil etsin. Kırılmaların formuna bakılmaksızın çok zayıf koşullar altında, $\alpha(t)$ yeterince uzun Fourier serileri ile herhangi bir doğruluk derecesine yaklaştırılabilir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (89)$$

Burada, n yaklaşımda yer alan frekansların sayısını, k belirli bir frekansı ve T gözlem sayısını temsil etmektedir. $n = 1$ ile başlayıp, ilave frekanslar kullanarak yaklaşımı iyileştirmek her zaman mümkündür ve $n = \frac{T}{2}$ değerine ulaşıldığında, $\alpha(t)$ uyumu mükemmel olacaktır (Becker vd., 2006: 383). Eğer $a_1 = b_1 = \dots = a_n = b_n = 0$ ise süreç doğrusaldır ve geleneksel yöntemler kullanılabilir. Ancak, bir kırılma veya doğrusal olmayan bir trend varsa, veri oluşturma sürecinde en az bir Fourier frekansı bulunmalıdır (Enders ve Lee, 2012a: 197). Enders ve Lee (2012b), pratik olarak büyük bir n değeri kullanmanın mümkün olmadığını ve çok sayıda frekans bileşeninin kullanılmasının serbestlik derecesini azaltacağını ve aşırı uyum (over-fitting) sorununa yol açabileceğini ifade etmektedir. Bu nedenle problem, $\alpha(t)$ 'ye dahil edilecek uygun düşük frekanslı bileşeni seçmektir. Enders ve Lee (2012b) çalışmalarında, k yaklaşım için seçilen tek bir frekans bileşeni ($n = 1$) kullanan Fourier yaklaşımını;

$$d(t) \cong \alpha_0 + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (90)$$

olarak ifade etmiş ve $T=500$ boyutunda çeşitli türlerde keskin ve yumuşak yapısal kırılmalar içeren zaman serileri üzerinde denemeler yaparak genellikle bilinmeyen yapısal kırılma formları için tek frekansa sahip Fourier serilerinin yeterli olacağını belirtmiştir. Guliyev (2023), heterojen panel veri modelleri için SUR modelini tek frekansa sahip Fourier fonksiyonu ile genişleterek FSUR (Fourier Seemingly Unrelated Regression) modelini önermiştir:

$$\begin{aligned}
 y_{1t} &= \alpha_1 + \beta_{11}X_{11t} + \beta_{12}X_{12t} + \dots + \beta_{1st}X_{1st} + \gamma_{1t}\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_{1t}\cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{1t} \\
 y_{2t} &= \alpha_2 + \beta_{21}X_{21t} + \beta_{22}X_{22t} + \dots + \beta_{2st}X_{2st} + \gamma_{2t}\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_{2t}\cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{2t} \\
 &\vdots \\
 y_{nt} &= \alpha_n + \beta_{n1}X_{n1t} + \beta_{n2}X_{n2t} + \dots + \beta_{nst}X_{nst} + \gamma_{nt}\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_{nt}\cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{nt} \quad (91)
 \end{aligned}$$

Burada α_n , n birime ait regresyon modelinin sabit parametresini, s modele dahil edilen bağımsız değişken sayısı olmakla X_{ns} birimlere ait bağımsız değişkenleri, β_{ns} ise bağımsız değişkenlerin katsayısını ifade etmektedir. γ_{nt} ve λ_{nt} sırasıyla sinüs ve cosinüs serilerinin katsayısını; k, frekans sayısını; t, trend bileşenini; T, zaman boyutunu göstermekte ve $\pi = 3.1416 \dots$ eşit olmaktadır. Guliyev (2023) FSUR modelinin GLS yöntemi kullanılarak tahmin edilebileceğini ifade etmiş ve etkinlik kaybı olmaması için birim boyutu n'in ($n \leq 10$) olarak alınmasını önermiştir. Fourier terimleri (γ_{nt} , λ_{nt}), doğrusal olmayan yapıda olduğu için asimptotik dağılımları bilinmemekte ve anlamlılık sınaması için Efron (1979)'un yeniden örnekleme yaklaşımı ile önyükleme dağılımları oluşturulabilmektedir (Guliyev, 2023: 57).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-SUR YAKLAŞIMI

4.1. Literatür İncelemesi

Enerji, ekonomik kalkınma sürecinin önemli bir unsuru olduğundan hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için literatürde geniş bir araştırma konusu olmuştur. Dünya nüfusundaki artış ve endüstri alanında yaşanan gelişmelerin enerji tüketimini hızla artırması çevresel sorunları da beraberinde getirmiştir. Bu nedenle araştırmacılar, enerji tüketimi ile çevresel faktörler, ekonomik büyüme ve diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemeye çalışmıştır.

Bu bağlamda, ulusal ve uluslararası literatürde yer alan bazı çalışmalar, panel veri yaklaşımı ve zaman serisi yaklaşımı şeklinde sınıflandırılarak aşağıda detaylı bir şekilde açıklanmıştır. Araştırma sonuçlarının, incelenen ülke ve/veya ülke grupları ile kullanılan ekonometrik modellere göre farklılık gösterdiği gözlenmiştir.

Panel Veri Yaklaşımı

Karhan (2016) çalışmasında, BRICS-T ülkelerinin 1990-2012 yılları arasındaki enerji yoğunluğu ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları, kişi başına düşen enerji tüketimi ve sanayide tüketilen enerji oranı arasındaki ilişkiyi Westerlund (2008) tarafından geliştirilen Durbin Hausman eşbütünleşme testiyle analiz etmiştir. Ayrıca, enerji yoğunluğu ile gelir arasındaki ilişkiyi Yumuşak Geçişli Panel Regresyon modeli kullanarak incelemiştir. Çalışma sonuçları, hem eşbütünleşme testi hem de Yumuşak Geçişli Panel Regresyon modeli bulgularına göre kişi başına düşen gelir ile enerji yoğunluğu arasında ters U şeklinde bir ilişkinin olduğunu göstermiştir.

Özdil (2017), enerji tüketimi yoğun 49 ülke için enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi ile araştırmıştır. Araştırma sonuçlarına göre Ermenistan, Kıbrıs, Almanya, Hollanda, Romanya, Trinidad ve Tobago, Bahreyn ve Japonya için GSYH'den enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. ABD, Yunanistan, BAE, İzlanda ve Kazakistan için çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bulgaristan, İspanya, Fransa, İngiltere, Malezya, Norveç, Yeni Zelanda, Portekiz ve Suudi Arabistan için enerji tüketiminden GSYH'ye tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Diğer 24 ülke için enerji tüketimi ile GSYH arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Yiğit (2017), BRICT ülkelerinin 1990-2015 dönemi verileri ile GSYH, yenilenebilir enerji tüketimi, petrol fiyatları, kentleşme ve CO_2 emisyonu arasındaki ilişkiyi Panel VAR analizi ile incelemiştir. Çalışmada kullanılan Dumitrescu ve Hurlin Panel nedensellik testi sonuçlarına göre, GSYH'dan kentleşmeye, yenilenebilir enerji tüketimine, petrol fiyatlarına ve karbon emisyonlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, yenilenebilir enerji tüketiminden kentleşmeye; petrol fiyatlarından kentleşmeye; karbon emisyonlarından kentleşmeye; petrol fiyatlarından yenilenebilir enerji tüketimine ve karbon emisyonlarından petrol fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Kılıçarslan (2019), 1996-2015 dönemi yıllık verilerini kullanarak Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye'nin doğrudan yabancı yatırımları ile yenilenebilir enerji üretimi arasındaki ilişkiyi Pedroni eşbütünleşme testi ve Panel ARDL yöntemiyle analiz etmiştir. Çalışma sonuçları, BRICS ülkeleri ve Türkiye'de yenilenebilir enerji üretimi ile doğrudan yabancı yatırımlar arasında uzun vadeli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur.

Mor (2019), BRICST ülkelerinin 1994-2018 dönemine ait yıllık verilerini kullanarak enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Westerlund (2007) ECM eşbütünleşme testi ve Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi ile analiz etmiştir. Panel genelinde yapılan analiz sonuçlarına göre, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Ülke bazında yapılan incelemelerde ise Hindistan hariç diğer ülkelerde enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında benzer şekilde pozitif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Panel nedensellik testi sonuçlarına göre, tüm panel için enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Ülke düzeyinde ise yalnızca Güney Afrika'da ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Yilanci vd. (2019), BRICS ülkelerinde 1985-2017 dönemi boyunca doğrudan yabancı yatırımların ve ticari açıklığın yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki asimetric etkilerini incelemişlerdir. Bu amaçla, Fourier ADL ve saklı Fourier ADL eşbütünleşme testleri ile Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testini kullanmışlardır. Saklı Fourier ADL eşbütünleşme testi sonuçları, söz konusu değişkenlerin Rusya, Çin ve Güney Afrika'da eşbütünleşik olduğunu ortaya koyarken, Fourier ADL testi açısından yalnızca Güney Afrika'da eşbütünleşik olduğunu göstermiştir. Bulgular, ticaretin Güney Afrika'da yenilenebilir enerji kullanımını olumlu etkilediğini göstermektedir. Negatif bileşenler bağlamında, doğrudan yabancı yatırımın Rusya'da yenilenebilir enerji tüketimi üzerinde olumlu bir etkisi bulunmuş, ancak Çin ve Güney Afrika'da etkisinin önemsiz olduğu görülmüştür. Ayrıca, ticari açıklığın yenilenebilir enerji tüketimini Rusya, Çin ve Güney Afrika'da olumsuz yönde etkilediği tespit edilmiştir. Son

olarak, Fourier Toda-Yamamoto ve asimetrik Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre, Çin'de doğrudan yabancı yatırım girişlerinden yenilenebilir enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Duran (2020), BRICS-T ülkeleri için enerji tüketimini etkileyen faktörleri 1992-2018 dönemine ait verileri kullanarak panel eşbütünleşme (ECM ve LM Bootstrap test tekniği) testiyle analiz etmiştir. Analiz bulgulara göre, doğrudan yabancı yatırımlar, enerji fiyatları ve ekonomik büyüme değişkenlerinin her üçü de enerji tüketimi ile uzun dönemli bir ilişki içindedir. Ayrıca, doğrudan yabancı yatırımların tüm ülkelerde enerji tüketimi üzerinde anlamlı bir etkisi olduğu belirlenmiştir. Ekonomik büyümenin enerji tüketimi üzerindeki etkisi yalnızca Türkiye ve Çin için anlamlı bulunurken, enerji fiyatlarının etkisi Rusya, Güney Afrika ve Çin'de anlamlı olarak belirlenmiştir.

Erdinç ve Aydınbaş (2020), seçilmiş 16 ülkenin (ABD, Almanya, Çin, Hindistan, Fransa, İngiltere, İtalya, İspanya, İsveç, Japonya, Kanada, Rusya, Türkiye, Danimarka, Avustralya ve Brezilya) 2000-2018 dönemi verilerini kullanarak yenilenebilir enerji tüketiminin belirleyicilerini incelemişlerdir. Çalışmada sabit ekiler, tesadüfi etkiler ve GMM modelleri kullanılarak panel veri analiz yapılmış ve bu yöntemler karşılaştırmalı olarak değerlendirilmiştir. Bağımlı değişken olarak yenilenebilir enerji tüketimini ele alınırken, bağımsız değişkenler olarak GSYH, genel hükümet nihai tüketim harcamaları, CO_2 emisyonu, hukukun üstünlüğü endeksi, doğrudan yabancı yatırımlar ve işgücü kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, yenilenebilir enerji tüketimi ile GSYH, genel hükümet nihai tüketim harcamaları ve hukukun üstünlüğü endeksi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi ile CO_2 emisyonu arasında ise istatistiksel olarak anlamlı, ancak negatif yönlü bir ilişki olduğu gözlemlenmiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi ile doğrudan yabancı yatırımlar arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Khobai vd. (2017), BRICS ülkelerinin enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkisini 1990-2020 dönemine ait verileri kullanarak Pedroni panel eşbütünleşme ve Çift Yönlü Granger Nedensellik testi ile analiz etmişlerdir. Analiz sonuçlarına göre enerji tüketimi, ekonomik büyüme, istihdam ve ticaret açıklığı değişkenlerinin eşbütünleşik olduğu ve ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu ortaya konmuştur. Ayrıca ekonomik büyüme ile ticaret açıklığı, istihdam ile ekonomik büyüme ve son olarak ticaret açıklığı ile istihdam değişkenleri arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisine ulaşılmıştır.

Koca (2020), BRICS-T ülkelerinin elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1990-2014 dönemine ait verilerle analiz etmiştir. Çalışmada, kişi başına GSYİH bağımlı değişken, kişi başına elektrik tüketimi ise bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Bu ilişkiyi incelemek için Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik testi ile Kónya (2006) bootstrap panel nedensellik testi kullanılmıştır. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik testi sonuçlarına göre, Rusya için elektrik tüketimi ile GSYİH arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer ülkeler için ise herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Kónya (2006) bootstrap panel nedensellik testi sonuçlarına göre ise sadece Çin için elektrik tüketiminden GSYİH'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Arslan (2021), G20 ülkelerinin 2000-2019 dönemine ait yıllık verilerini kullanarak yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi ve Dumitrescu - Hurlin (2012) Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Sonuçlar, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını, ancak kısa dönemde yenilenebilir enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin mevcut olduğunu göstermiştir.

Keleş (2022), BRICS-T ülkelerinin 1992-2017 dönemine ait verilerini kullanarak küreselleşme, ekonomik karmaşıklık ve gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) modeli ile analiz etmiştir. Analiz sonuçlarına göre, Çin, Hindistan ve Rusya'da küreselleşmedeki artış gelir eşitsizliğini artırmaktadır. Ayrıca, ekonomik karmaşıklıkta artışın Türkiye ve Rusya'da gelir eşitsizliğini azalttığı, Brezilya'da ise arttırdığı tespit edilmiştir. Beşerî sermayedeki artışın ise Brezilya, Çin ve Güney Afrika'daki gelir eşitsizliğini azalttığı saptanmıştır.

Tan ve Uprasen (2022), çevre düzenlemelerinin sıklığının farklı seviyeleri altında doğrudan yabancı yatırımların (FDI-Foreign Direct Investment) yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkisini 1990-2015 dönemine ait BRICS ülkeleri verilerini kullanarak panel eşik yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışmada çevre düzenlemesi değişkeni resmi ve gayri resmi çevre düzenlemelerinden oluşmakta ve FDI ile yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi yakalayabilmek için hem moderatör hem de eşik değişken olarak ele alınmıştır. Ampirik sonuçlar, FDI düzenlemelerinin sıklık derecesi eşik seviyesinin altında olduğunda yenilenebilir enerji tüketimini azalttığını; sıklık derecesi eşik seviyesinin üzerine çıktığında FDI'nın yenilenebilir enerji tüketimini teşvik etmeye başladığını göstermiştir. Gayri resmi çevre düzenlemesi dikkate alındığında da benzer bulgu elde edilmiştir. Bunun yanı sıra, daha sıkı çevre düzenlemelerinin FDI kaynaklı yenilenebilir enerji tüketimini önemli ölçüde artırabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Ateş ve Yağcı (2023), Türkiye ve BRICS ülkelerinde enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1990-2020 dönemi verileriyle incelemiştir. Çalışmada, kişi başına gayri safi yurt içi hasıla (GSYH), kişi başına brüt sabit sermaye oluşumu ve kişi başına birincil enerji tüketimi değişkenleri kullanılarak panel veri yaklaşımı uygulanmıştır. Panel eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre, %10 önem düzeyinde paneller arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Arı (2023), gelir eşitsizliğinin yenilenebilir enerji üzerindeki etkisini G8 ülkeleri için 1992-2015 dönemi verilerini kullanarak Westerlund ve Edgerton (2007) bootstrap eşbütünleşme testi, DSUR katsayı tahmincisi ve Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testiyle analiz etmiştir. Elde edilen bulgulara göre, G8 ülkelerinde gelir eşitsizliğinin yenilenebilir enerji tüketimini pozitif yönde etkilediği, gelir eşitsizliğinden yenilenebilir enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu saptanmıştır. Ayrıca, gelir eşitsizliğinin artışıyla yenilenebilir enerji tüketiminin de artacağı vurgulanmıştır.

Zaman Serisi Yaklaşımı

Uzunöz ve Akçay (2012), Türkiye'nin 1970-2010 dönemini kapsayan birincil enerji tüketimi ile GSYİH arasındaki nedensellik ilişkisini Johansen Eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi ile incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ve GSYİH'dan enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Usta (2016), 2004-2011 dönemine ait Türkiye'nin yıllık verilerini kullanarak bölgesel elektrik tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini panel regresyon analiziyle incelemiştir. Araştırmadan elde edilen bulgular, bölgesel enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde pozitif yönde etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Khandker vd. (2018), Bangladeş'te 1980-2015 dönemi için doğrudan yabancı yatırım ile yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi ile analiz etmiştir. Analiz sonuçları; değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşik olduğunu ve doğrudan yabancı yatırım ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğunu göstermiştir. Ancak VECM sonuçlarına göre, kısa dönemde değişkenler arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir.

Baloğlu (2019), Türkiye'nin 1980-2015 yılları arasındaki ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi Engle-Granger (1987) nedensellik testiyle incelemiştir. Sonuçlar, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşik bir ilişki bulunduğunu ve ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur.

Arı (2021), 1984-2019 dönemi için Türkiye'ye ait doğrudan yabancı yatırımların yenilenebilir enerji üzerindeki etkisinin Johansen eşbütünleşme yöntemi ve Hacker-Hatemi (2006) bootstrap nedensellik testi ile incelemiştir. Eşbütünleşme testi sonucunda, doğrudan yabancı yatırımlar ile yenilenebilir enerji arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamış, ayrıca iki değişken arasında nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Ertekin (2023), Türkiye'nin 1972-2015 dönemi için yenilenebilir ve yenilenemeyen enerji tüketimi, CO2 salımı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi VAR analizi ve Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, GSYH ile diğer değişkenler arasında nedensellik ilişkisi bulunamazken, yenilenebilir enerji kaynaklarından CO2 yoğunluğu ve fosil yakıt enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Esposito (2023), Finlandiya'nın 1990-2019 dönemi için ekonomik büyüme ve yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında bir geri besleme etkisi olduğunu göstermiştir.

Türköz (2023), Türkiye'de doğrudan yabancı yatırım girişlerinin yenilenebilir (temiz) ve fosil enerji tüketimi üzerindeki etkilerini 1970-2020 dönemi için Engle-Granger (1987) eşbütünleşme ve Granger ve Yoon (2002) saklı eşbütünleşme yaklaşımı ile analiz etmiştir. Sonuçlar, Türkiye'de doğrudan yabancı yatırım girişlerinin hem yenilenebilir enerji tüketimi üzerinde hem de yenilenebilir enerji tüketiminin pozitif ve negatif bileşenleri üzerinde anlamlı bir etki yaratmadığını göstermektedir. Bununla birlikte, doğrudan yabancı yatırım girişleri uzun dönemde fosil yakıt tüketimi üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahiptir.

4.2. Araştırmanın Amacı ve Kapsamı

Bu çalışma; Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye' den oluşan BRICS-T ülkelerinin 1990-2020 dönemine ait verileri ile karbondioksit (CO_2 -Carbon dioxide), emisyonu, gayrisafi yurtiçi hasıla (GDP-Gross Domestic Product) ve doğrudan yabancı yatırım (FDI-Foreign Direct Investment) girişlerinin yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkisini, literatürdeki çalışmalardan farklı olarak yapısal kırılmaları dikkate alarak incelemeyi amaçlamaktadır.

4.3. Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Çalışmada BRICS-T ülkelerine ilişkin toplam enerji tüketiminin yüzdesi olan yenilenebilir enerji tüketimi (REC-Renewable Energy Consumption), bağımlı değişken olarak ele alınmıştır. 2015 yılı sabit dolar fiyatlarıyla kişi başına gayrisafi yurt içi hasıla (GDP),

karbondioksit emisyonu (CO_2) ve doğrudan yabancı yatırım girişleri (FDI) bağımsız değişkenler olarak belirlenmiştir. Değişkenler belirlenirken literatürdeki çalışmalar dikkate alınmıştır. Değişkenlere ait veriler, Dünya Bankası (World Bank) tarafından yayımlanan Dünya Kalkınma Göstergeleri (WDI-World Development Indicators) veritabanından elde edilmiş olup, veri setine ilişkin bilgiler aşağıdaki tabloda sunulmaktadır.

Tablo 4.1 Veri Seti

Değişken	Tanım	Kaynak
REC	Yenilenebilir enerji tüketimi (Toplam enerji tüketiminin yüzdesi)	Dünya Kalkınma Göstergeleri
GDP	Kişi başına GSYH (2015 yılı sabit ABD dolar fiyatlarıyla)	Dünya Kalkınma Göstergeleri
CO2	Karbondioksit emisyonu (Kişi başına metrik ton)	Dünya Kalkınma Göstergeleri
FDI	Doğrudan yabancı yatırım girişleri (GSYH'nin yüzdesi)	Dünya Kalkınma Göstergeleri

Oluşturulan panel veri modeli;

$$REC_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln GDP_{it} + \beta_{2i} \ln CO2_{it} + \beta_{3i} FDI_{it} + u_{it} \quad (92)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Burada β_{0i} , tüm birimler için ($i=1,2,\dots,6$) değişken olan sabit parametreyi; β_{1i} , β_{2i} ve β_{3i} tüm birimler için heterojen olan eğim parametrelerini; REC_{it} , yenilenebilir enerji tüketimi bağımlı değişkeninin t zamanında ($t=1990,1991,\dots,2020$) i . birim ($i=1,2,\dots,6$) için değerini; u_{it} , sıfır ortalama ve sabit varyansla tüm zaman dönemi ($t=1,2,3,\dots,T$) ve tüm birimler için ($i=1,2,3,\dots,N$) bağımsız ve özdeş dağıldığı [$u_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$] varsayılan hata terimini ve $\ln$, doğal logaritmayı ifade etmektedir. Yapılan analizlerde, REC ve FDI değişkenleri hariç diğer değişkenlerin doğal logaritmaları kullanılmıştır. Değişkenlere ilişkin ülke bazlı tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.2'de ve paneli kapsayan tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.3'te yer almaktadır.

Tablo 4.2 Ülke Bazlı Tanımlayıcı İstatistikler

REC				
Ülke	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Brezilya	45.72452	2.420618	41.33	50.05
Rusya	3.543548	.2485766	3.18	4.04
Hindistan	42.30258	7.046068	32.57	52.95
Çin	21.17645	8.550465	11.34	33.91
Güney Afrika	12.44387	4.194793	7.72	18.59
Türkiye	16.84194	4.417619	11.4	24.37
GDP				
Ülke	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Brezilya	7519.946	1081.642	5911.686	9216.131
Rusya	7471.701	1907.653	4515.509	9958.47
Hindistan	1062.866	452.097	528.8982	1944.315
Çin	4436.627	3060.23	905.0325	10358.17
Güney Afrika	5360.038	766.0811	4269.7	6263.104
Türkiye	7989.096	2284.945	5256.926	12072.4
CO2				
Ülke	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Brezilya	1.837057	.3277118	1.313132	2.514592
Rusya	11.46106	1.06765	10.06999	14.62149

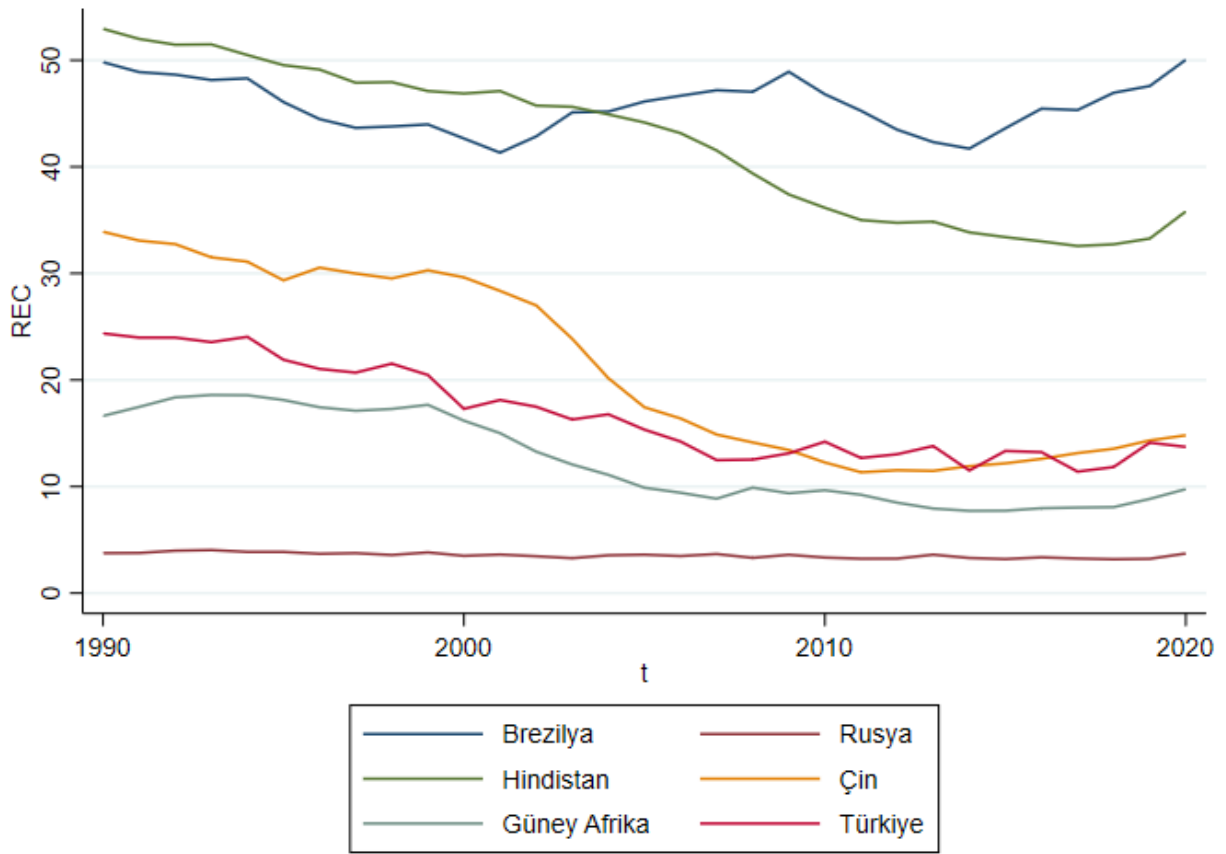
Hindistan	1.133496	.3803044	.6474513	1.795595
Çin	4.655473	2.181781	1.914546	7.756138
Güney Afrika	7.107746	.8902742	5.717823	8.44665
Türkiye	3.67533	.7881152	2.562358	5.093179
FDI				
Ülke	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Brezilya	2.649372	1.412516	.2126932	5.033917
Rusya	1.735153	1.18645	.1745405	4.502694
Hindistan	1.254172	.8623506	.0272255	3.620523
Çin	3.310734	1.388036	.9663083	6.186882
Güney Afrika	1.11736	1.126017	-.0600742	5.368345
Türkiye	1.204804	.8710352	.305387	3.623384

Tablo 4.3 Genel Panel İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
REC	23.67215	16.26083	3.18	52.95
GDP	5640.046	5640.046	528.8982	12072.4
CO2	4.97836	3.668981	.6474513	14.62149
FDI	1.881823	1.421107	-.0600742	6.186882

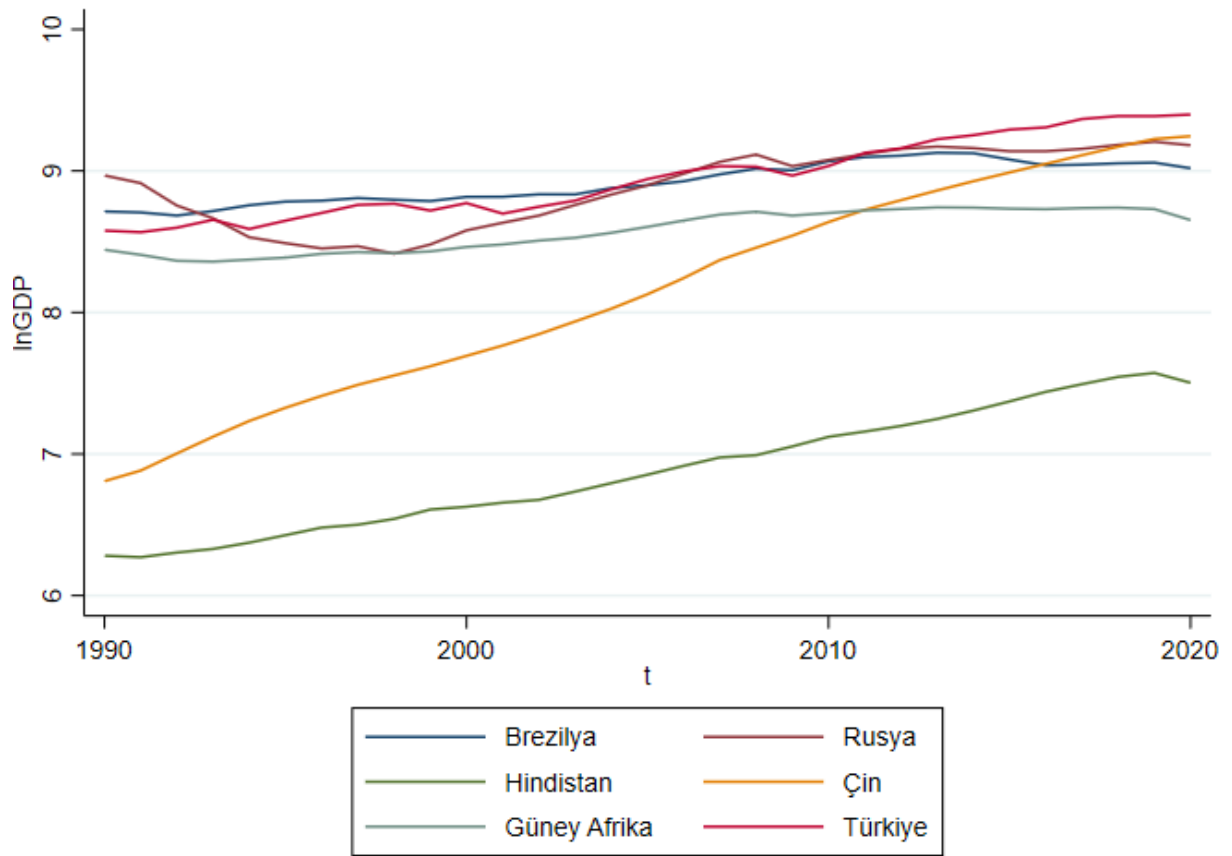
Tablo 4.3 incelendiğinde; 1990-2020 dönemi itibarıyla tüm panel için yenilenebilir enerji tüketiminin (REC) ortalaması 23.67215, standart sapması 16.26083, minimum değeri 3.18, maksimum değeri ise 52.95 olarak hesaplanmıştır. Gayrisafi yurtiçi hasılanın (GDP) ortalaması 5640.046, standart sapması 5640.046, minimum değeri 528.8982 ve maksimum değeri 12072.4'tür. Benzer şekilde, karbondioksit emisyonunun (CO_2) ortalaması 4.97836, standart sapması 3.668981, minimum değeri .6474513, maksimum değeri ise 14.62149 olarak belirlenmiştir. Son olarak, doğrudan yabancı yatırım girişlerinin (FDI) ortalaması 1.881823, standart sapması 1.421107, minimum değeri -.0600742 ve maksimum değeri ise 6.186882 olarak hesaplanmıştır.

Değişkenlerin ülke bazlı zaman yolu grafikleri;



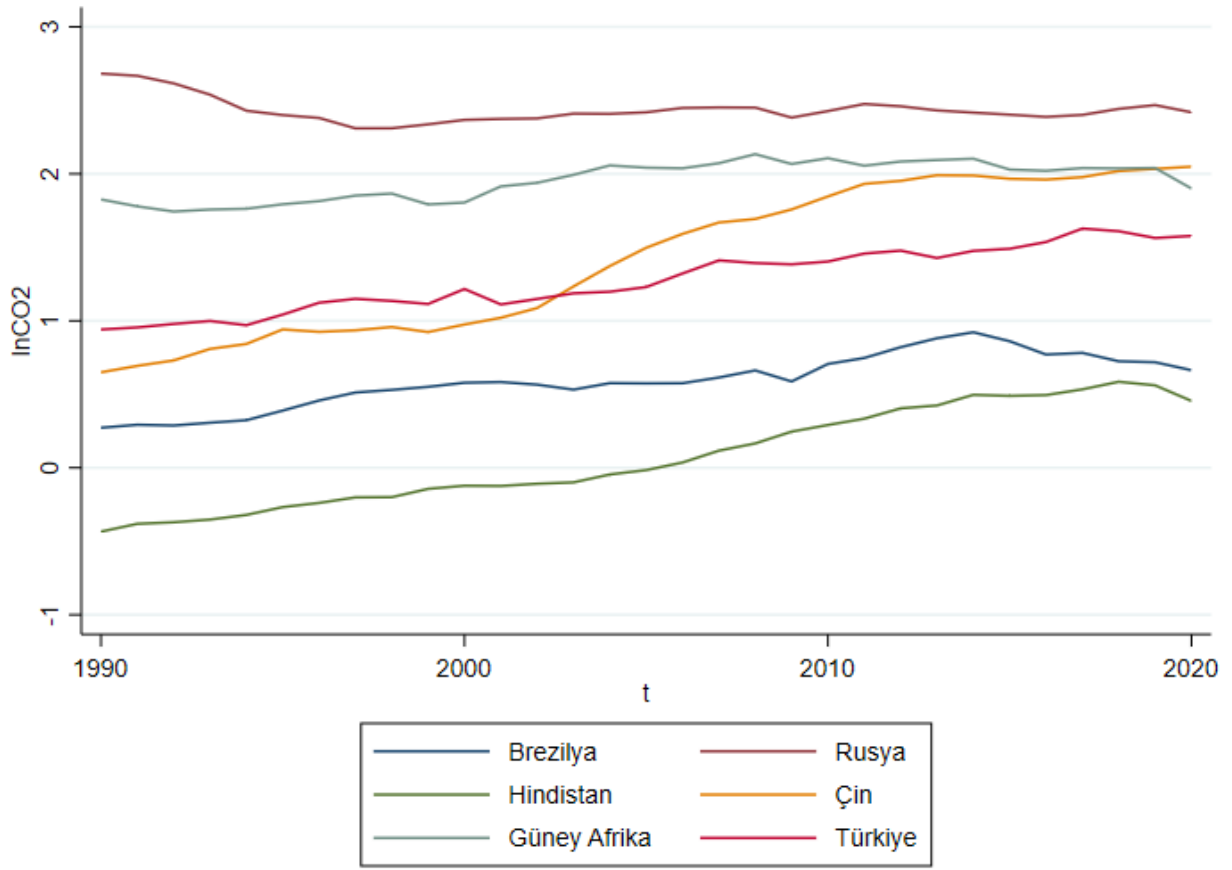
Şekil 4.1 REC Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Yıl Bazında Değişimi

Şekil 4.1’de, BRICS-T ülkeleri için yenilenebilir enerji tüketimi (REC) değişkeninin zaman yolu grafiği gösterilmektedir. Grafik incelendiğinde, en yüksek yenilenebilir enerji tüketimine sahip ülkenin Brezilya olduğu görülmektedir. 1990’lardan 2000’lerin ortalarına kadar düşüş eğiliminde olsa da genel olarak belirli bir seviyenin üzerindedir ve sonrasında yeniden bir artış eğilimi göstermektedir. Hindistan’ın yenilenebilir enerji tüketimi, 1990’dan itibaren sürekli olarak azalan bir trend izlemiş, özellikle 2000’lerin başında belirgin bir düşüşle birlikte 2010 sonrasında sabit bir düzeye ulaşmıştır. Hindistan, son yıllarda güneş ve rüzgâr enerjisi gibi yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelik yatırımlar yapmasına rağmen genel enerji tüketiminde fosil yakıtların hâlâ önemli yer tuttuğu bir ülkedir. Rusya ise grafikte en düşük yenilenebilir enerji tüketimine sahip ülkelerden biridir. Rusya’da REC’nin toplam enerji tüketimine oranı 1990’dan 2020’ye kadar geçen dönemde sabit kalmıştır. Bunun, ülkenin geniş fosil yakıt rezervlerine sahip olmasından kaynaklandığı söylenebilir. Güney Afrika’da 1990’ların başında REC’de bir artış gözlemlenmiş ve bir süre sabit kaldıktan sonra düşüş yaşanmıştır. Arada küçük düşüş ve artışlar olmasına rağmen 2015 yılından itibaren REC’de artış gözlemlenmiştir. Türkiye’de 1990’lı yıllarda REC genellikle istikrarlı bir şekilde yüksek seviyelerde kalmıştır. Sonrasında, bir miktar artış yaşanmasına rağmen 2000’li yılların başında REC’de önemli bir düşüş yaşanmış ve 2010’ların ortalarına kadar düşük seviyelerde kalmıştır.



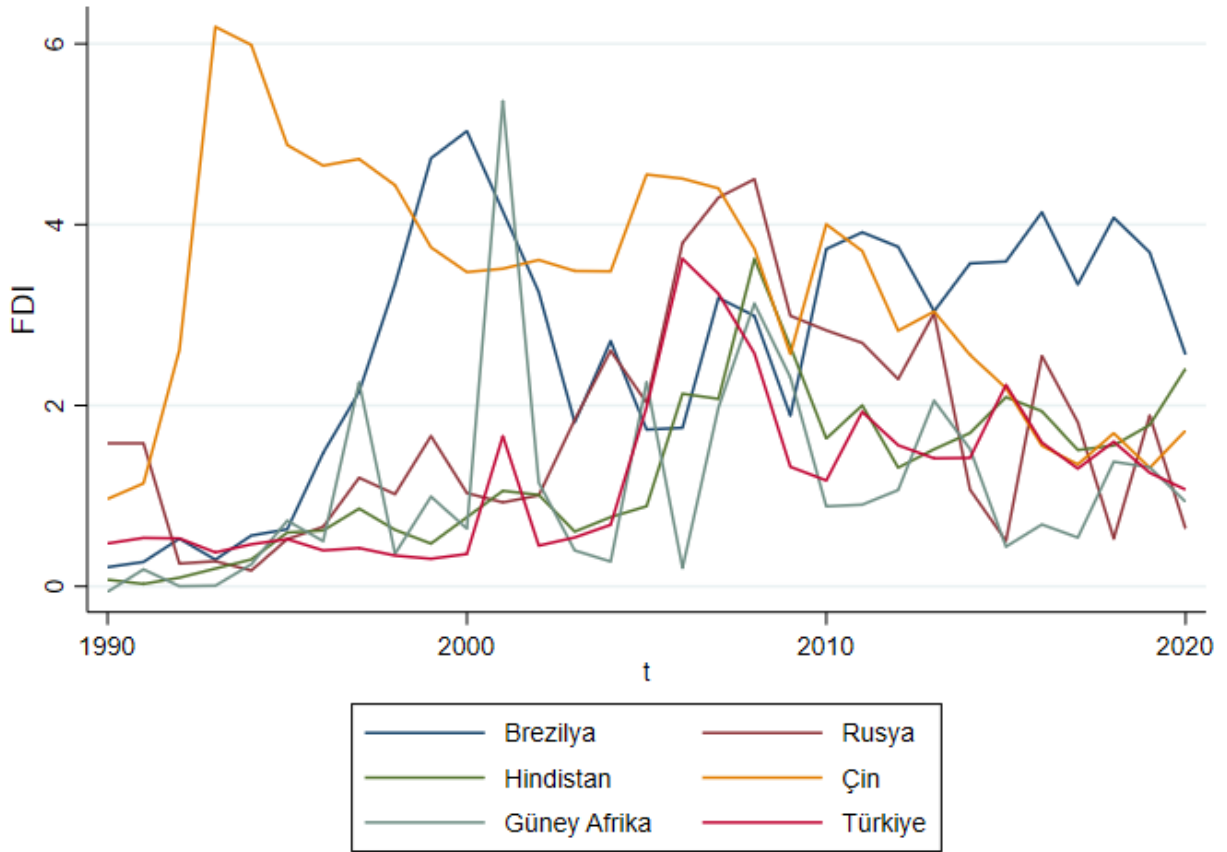
Şekil 4.2 lnGDP Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Yıl Bazında Değişimi

Şekil 4.2’de, BRICS-T ülkeleri için ekonomik büyüme (lnGDP) değişkeninin zaman yolu grafiği gösterilmektedir. Grafik incelendiğinde, 1990’lardan itibaren Çin’in ekonomik büyümesinin hızla artan bir trende sahip olduğu görülmektedir. Çin kadar hızlı olmasa da Hindistan’ın ekonomik büyümesi de düzenli bir artış göstermektedir. Brezilya, Rusya ve Güney Afrika ülkeleri ise daha düşük büyüme hızlarıyla dikkat çekmektedir. Türkiye, BRICS ülkeleri arasında Çin ve Hindistan kadar hızlı bir büyüme göstermese de nispeten istikrarlı ve pozitif bir büyüme trendine sahiptir.



Şekil 4.3 lnCO₂ Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Yıl Bazında Değişimi

Şekil 4.3'te, BRICS-T ülkelerine ait karbondioksit emisyonu ($\ln\text{CO}_2$) değişkeninin zaman yolu grafiği gösterilmektedir. Grafik incelendiğinde, en yüksek karbondioksit emisyonu seviyesine sahip ülkenin Rusya olduğu görülmektedir. 1990'ların başında emisyon seviyelerinde aşağı yönlü bir trend gözlemlense de 2000'li yıllarda emisyon seviyesi istikrar kazanarak yüksek bir seviyede kalmıştır. Bunun nedeninin, Rusya'nın enerji tüketiminin büyük oranda fosil yakıtlara, özellikle doğal gaz ve kömüre dayalı olmasından kaynaklandığı düşünülebilir. Çin'in karbon emisyonları, 1990'lı yılların sonunda hızla yükselmeye başlamış ve 2000'lerden sonra kayda değer bir artış göstermiştir. Çin'in ekonomik büyümesiyle paralel olarak emisyonlarında artış görülmesi, ülkenin enerji üretiminde kömüre olan bağımlılığından kaynaklı olabilir. 2010'lu yıllarda, Çin'in temiz enerjiye geçiş çalışmaları sonucunda emisyon artışı bir miktar yavaşlamıştır, ancak yine de emisyon seviyeleri yüksek kalmaya devam etmiştir.



Şekil 4.4 FDI Değişkeninin BRICS-T Ülkelerinde Zaman Yolu Grafiği

Son olarak Şekil 4.4'te, sözkonusu ülkeler için doğrudan yabancı yatırım (FDI) değişkenine ilişkin zaman yolu grafiği gösterilmektedir. Grafik incelendiğinde, 2000'li yılların başlarında tüm ülkelerde FDI'da bir artış yaşandığı, ancak 2008 finansal krizinden sonra dalgalanmalar ve azalmalar görüldüğü dikkat çekmektedir. Çin ve Brezilya gibi ülkeler küresel yatırımcılar için cazip piyasalar olmasına rağmen, siyasi ve ekonomik belirsizliklerin bu ülkelerin FDI oranları üzerinde olumsuz etkileri olmuştur. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin yabancı yatırımları çekme eğilimleri, hem ekonomik istikrar hem de uygulanan politikaların yabancı yatırımcılar açısından güven verici olmasına bağlı olarak değişkenlik göstermektedir.

4.4. Varsayımların Testi

Bu bölümde, yapısal kırılmalar belirlenmeden önce doğru test ve tahmin yöntemlerinin kullanılmasını sağlamak amacıyla öncelikle panel veri yapısının çeşitli özellikleri incelenmiştir:

Tablo 4.4 Birimler Arası Korelasyon Testleri

Değişken	CD		LM		LM_{adj}	
	Test istatistiği	p-değeri	Test istatistiği	p-değeri	Test istatistiği	p-değeri
REC	13.92	0.000*	247.0890	0.000*	42.37346	0.000*
lnGDP	19.65	0.000*	388.0660	0.000*	68.11222	0.000*
lnCO2	10.74	0.000*	259.1629	0.000*	44.57785	0.000*
FDI	5.54	0.000*	70.35649	0.000*	10.10667	0.000*
Model	0.562	0.5741	88.72029	0.000*	13.45942	0.000*

CD- Pesaran (2004) CD testi
LM- Breusch ve Pagan (1980) LM Testi
 LM_{adj} - Pesaran vd. (2008) Bias-adjusted scaled LMadj testi
*: $p < 0.01$ önem düzeyinde anlamlıdır

Tablo 4.4'te Pesaran (2004) CD testi, Breusch ve Pagan (1980) LM testi ile Pesaran vd. (2008) LM_{adj} test sonuçları yer almaktadır. Birimler arası korelasyon testleri arasında tercih yapılırken, panelin birim (N) ve zaman (T) boyutlarına göre karar verilmektedir. Bu çalışmada kullanılan veri setinde $N=6$ ve $T=31$ olduğundan, N'in T'den küçük olduğu duruma uygun olan Breusch ve Pagan (1980) LM test sonuçları daha güvenilir kabul edilmiştir. Yapılan tüm testler ve özellikle Breusch ve Pagan (1980) LM testi sonuçlarına göre; tüm değişkenler için birimler arası korelasyonun olmadığını ifade eden yokluk hipotezi, 0.01 önem düzeyinde reddedilmiştir.

Tablonun alt kısmında, FE modeli varsayımıyla tahmin edilen model kalıntılarına uygulanan test sonuçları yer almaktadır. Breusch ve Pagan (1980) LM testi sonuçlarına göre, model kalıntıları arasında birimler arası korelasyonun olmadığını ifade eden yokluk hipotezi 0.01 önem düzeyinde reddedilmiş ve model kalıntıları arasında birimler arası korelasyonun olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Test ve tahmin yöntemlerine geçmeden önce yapılması gereken bir sonraki adım, panel veri modelinin eğim parametrelerinin homojen mi yoksa heterojen mi olduğunun belirlenmesidir. Bu kapsamda yapılan homojenlik test sonuçları aşağıdaki tabloda özetlenmiştir.

Tablo 4.5 Homojenlik Testleri

Test	İstatistik Değeri	p-değeri
Swamy (1980) $\tilde{S}$ testi	10737.31***	0.000
Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{A}$ Testi	17.509***	0.000
Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{A}_{adj}$ Testi	19.118***	0.000
Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{A}_{HAC}$	10.174***	0.000
Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{A}_{HAC-adj}$	11.109***	0.000
Bersvendsen ve Ditzén (2021) $\tilde{A}_{CSA}$	5.192***	0.000
Bersvendsen ve Ditzén (2021) $\tilde{A}_{CSA-adj}$	5.752***	0.000

*** $p < 0.01$

Tablo 4.5'te; eğim parametrelerinin homojenliğini test etmek için kullanılan Swamy (1980) $\tilde{S}$ testi, Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{A}$ ve onun küçük örneklem sapması düzeltilmiş

versiyonu $\tilde{\Delta}_{adj}$ testleri, otokorelasyon ve/veya değişen varyansa karşı dirençli olan Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC}$ ve onun küçük örneklem için düzeltilmiş versiyonu $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$ testleri, son olarak otokorelasyon, değişen varyans ve birimler arası korelasyonu dikkate alan Bersvendsen ve Ditzén (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ ve onun küçük örneklem için düzeltilmiş versiyonu $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testleri yer almaktadır.

Tablo incelendiğinde; Swamy (1980) $\tilde{S}$ testi, Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}_{adj}$ test sonuçlarına göre eğim parametrelerinin homojen olduğunu ifade eden yokluk hipotezi reddedilmiştir. Bu durum, eğim parametrelerinin birimden birime göre değiştiği yani heterojen olduğu anlamına gelmektedir. Ancak literatürde belirtildiği üzere bu testler, değişen varyans ve/veya otokorelasyona karşı dirençli değildir. Bu nedenle, Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC}$ ve $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$ test sonuçları daha güvenilir olmaktadır. Bu test sonuçlarına göre de eğim parametrelerinin homojen olduğunu ifade eden yokluk hipotezi 0.01 önem düzeyinde reddedilmiş ve eğim katsayılarının heterojen olduğu sonucuna varılmıştır. Tabloda son olarak, Bersvendsen ve Ditzén (2021) tarafından önerilen $\tilde{\Delta}_{CSA}$ ve $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testleri yer almaktadır. Bu testler; otokorelasyon, değişen varyans ve birimler arası korelasyon gibi tüm varsayım bozulmalarını dikkate aldığı için kullanılması daha güvenilir olmaktadır. Bu testlerin sonuçlarına göre de eğim parametrelerinin homojen olduğunu ifade eden yokluk hipotezi 0.01 önem düzeyinde reddedilmiş ve eğim katsayılarının birimden birime farklılık gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Genel olarak, incelenen panel veri yapısının birimler arası korelasyona sahip olduğu ve eğim katsayılarına göre heterojen bir yapıda olduğu sonucuna varılmıştır.

4.5. Heterojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Birimlere Göre Heterojen Olarak Belirlenmesi

Eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde, yapısal kırılmaların her bir BRICS-T ülkesi için farklı yıllarda gerçekleştiği varsayılmakta ve bu kırılmalar heterojen olarak tahmin edilmektedir. Çalışmada ele alınan heterojen panel veri modelinin zaman boyutunun yeteri kadar uzun olmaması, birden fazla yapısal kırılmanın belirlenmesinde serbestlik derecesini azaltacaktır. Bu nedenle, panel veri modelinde yalnızca sabitte tek sayıda yapısal kırılma belirlenmiştir.

4.5.1. Sabitte Yapısal Kırılmaların Heterojen Olarak Belirlenmesi

Bu bölümde; her bir BRICS-T ülkesi için sabitte gerçekleşen yapısal kırılmalar, Bai ve Perron (2003) tarafından önerilen $supF_t(\ell + 1|\ell)$ testi ile araştırılmıştır. Bu test; ℓ sayıda

kırılma olduğunu ifade eden sıfır hipotezine karşı, $\ell + 1$ sayıda kırılmanın olduğunu savunan alternatif hipotezini test etmektedir. Yöntem, yapısal değişiklik olmadığını belirten hipoteze karşı tek bir değişiklik olduğunu savunan alternatif hipotezine ilişkin $\ell + 1$ testlerinin uygulanması anlamına gelmektedir. Bai ve Perron (1998, 2003) çoklu yapısal kırılma test yaklaşımında, ilk hipotez testi kırılmanın olmadığı yokluk hipotezine karşı tek bir kırılmanın olduğu alternatif hipotezinin testidir. Bu testin test istatistiği $supF_t(1|0)$, Supremum Wald istatistiğine eşittir ($supF_T(1|0) = SupF_T(1)$). Test sonuçları ve belirlenen yapısal kırılma tarihleri Tablo 4.6’da özetlenmiştir.

Tablo 4.6 Yapısal Kırılma Testi

Ülkeler	Hipotez	Test istatistiği	Kritik değer **	Kırılma tarihi
Brezilya	$F(1 0)$	25.85395*	8.58	2015
Rusya	$F(1 0)$	6.190280	8.58	-
Hindistan	$F(1 0)$	15.30462*	8.58	2012
Çin	$F(1 0)$	34.46710*	8.58	1998
Güney Afrika	$F(1 0)$	37.49218*	8.58	2001
Türkiye	$F(1 0)$	46.22153*	8.58	2000

Kırılma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir.

*: 0.05 önem düzeyinde anlamlıdır

**:0.05 önem düzeyi için Bai-Perron (2003) kritik değeri

Tablo 4.6’da, her bir birim için kırılmanın olmadığı yokluk hipotezine karşı tek bir kırılmanın olduğu alternatif hipotez test edilmiştir. Eğim parametresi birimlere göre heterojen olan panel veri modelinde, sabitte yapısal kırılma tarihleri de birimlere göre heterojen olarak belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma tarihleri, Rusya hariç diğer tüm ülkelerde 0.05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre, yapısal kırılma tarihleri Brezilya için 2015, Hindistan için 2012, Çin için 1998, Güney Afrika için 2001 ve Türkiye için 2000 yılı olarak belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma tarihleri dikkate alınarak, her bir ülke için kukla değişkenler oluşturulmuş ve heterojen panel veri modeli sabitteki yapısal kırılmalarla birlikte SUR tahmincisiyle tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 4.7’de verilmiştir.

Tablo 4.7 Yapısal Kırılmalı SUR Tahmin Sonuçları

Denklem	RMSE	R^2	χ^2 İstatistik	Prob.
Brezilya	0.7679377	0.8960	327.76***	0.000
Rusya	0.1578948	0.5831	46.59***	0.000
Hindistan	0.4546093	0.9957	7443.39***	0.000
Çin	0.7001928	0.9931	4563.78***	0.000
Güney Afrika	0.4379184	0.9887	2804.02***	0.000
Türkiye	0.6898127	0.9748	1212.85***	0.000
Değişkenler	Katsayılar	St. Hata	Z İstatistik	Prob.
Brezilya				
lnGDP	35.57554	3.00078	11.86***	0.000
lnCO2	-37.28861	2.899087	-12.86***	0.000
FDI	0.2890695	0.1622128	1.78*	0.075
D2015	2.229267	0.3652697	6.10***	0.000
Sabit	-250.543	25.39338	-9.87	0.000
Rusya				
lnGDP	-.7394577	.1248739	-5.92***	0.000
lnCO2	1.330274	.3278645	4.06***	0.000
FDI	.0111507	.0262362	0.43	0.671
Sabit	6.854456	1.088666	6.30	0.000
Hindistan				
lnGDP	6.305408	1.386276	4.55***	0.000
lnCO2	-30.62188	1.836987	-16.67***	0.000
FDI	.0391123	.1641509	0.24	0.812
D2012	1.463016	.3680144	3.98***	0.000
Sabit	.6121992	9.400779	0.07	0.948
Çin				
lnGDP	9.680186	.9871942	9.81***	0.000
lnCO2	-29.40394	1.363366	-21.57***	0.000
FDI	-.2005861	.0940607	-2.13**	0.033
D1998	-2.895325	.4366144	-6.63***	0.000
Sabit	13.01204	6.102142	-2.13	0.033
Güney Afrika				
lnGDP	-19.75596	1.401968	14.09***	0.000
lnCO2	-1.031902	1.778829	-0.58	0.562
FDI	.3462263	.0714269	4.85***	0.000
D2001	-2.846896	.373029	-7.63***	0.000
Sabit	185.3485	10.01565	18.51	0.000
Türkiye				
lnGDP	7.569766	2.203949	3.43***	0.001
lnCO2	-21.9641	3.10195	-7.08***	0.000
FDI	-.5246731	.1757583	-2.99***	0.003
D2000	-3.226124	.4365502	-7.39***	0.000
Sabit	-19.97453	16.02705	-1.25	0.213
Breusch-Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon testi: $\chi^2_{15} = 35.250$ (p-değeri=0.0023)				
*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.10				

Tablo 4.7’de, sabitte yapısal kırılmalarla birleştirilmiş SUR (SBSUR) tahmin sonuçları ve birimler arası korelasyon testi ele alınmaktadır. Tablonun ilk kısmında, her bir BRICS-T ülkesi için bireysel regresyon denklemlerine ilişkin RMSE değeri, R^2 , χ^2 istatistiği ve hesaplanan prob. (olasılık) değerleri görülmektedir. Bireysel regresyon denklemleri için hesaplanan R^2 değerleri; Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için sırasıyla 0.89, 0.58, 0.99, 0.99, 0.98 ve 0.97’dir. Buna göre, Rusya hariç diğer tüm ülkeler için

modele dahil edilen bağımsız değişkenlerin, yapısal kırılmalarla birlikte yenilenebilir enerji tüketimini yüksek düzeyde açıkladığı görülmektedir. Ayrıca, her bir ülkenin regresyon denklemleri 0.01 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablonun son kısmında, SUR modeline ilişkin varsayım testi yer almaktadır. SUR modelinin önemli varsayımlardan biri olan birimler arası korelasyonsuzluk varsayımı, Breusch-Pagan (1980) LM testi ile sınanmaktadır. Test sonucunda, LM test istatistiği $\chi^2_{15} = 35.250$ olarak hesaplanmış ve 0.01 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum, 6 ülke için ayrı ayrı kurulan regresyon modeline ilişkin hataların birbiriyle ilişkisiz olduğunu ifade eden yokluk hipotezinin reddedildiği anlamına gelir. Bu nedenle, bu ülkelere ait regresyon modellerini ayrı ayrı LS yöntemi ile tahmin etmek yerine, sistem olarak tahmin etmek ve birimler arası korelasyonu dikkate alarak GLS yaklaşımına dayanan SUR modelini kullanmak, daha tutarlı ve sapmasız sonuçlar elde edilmesini sağlamıştır.

Model katsayıları, ülke ülke değerlendirildiğinde şu sonuçlar ortaya çıkmaktadır:

Brezilya'da ekonomik büyümedeki (GDP) %1'lik bir artış, yenilenebilir enerji tüketimini (REC) %35.58 kadar artırmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki (CO_2) %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketimini %37.29 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç, petrol, kömür ve doğal gaz gibi fosil yakıtların genellikle düşük maliyetli olması nedeniyle enerji üretiminde daha yoğun olarak tercih edilmesinin, yenilenebilir enerjiye geçiş sürecini yavaşlatarak kısa vadede yenilenebilir enerji tüketimini azalttığı şeklinde açıklanabilir. Ayrıca, doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki (FDI) %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketiminde %0.29'luk bir artışa neden olmaktadır. Bu durum, küresel sürdürülebilir kalkınma hedefleri ve karbon emisyonlarının azaltılması çerçevesinde Brezilya'nın yenilenebilir enerji projelerine yönelik yatırımları artırarak yenilenebilir enerji kullanımını hızlandırması olarak yorumlanabilir.

Rusya'da ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %0.74 oranında azaltmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %1.33 oranında artırmaktadır. Doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketiminde %0.01'lik artışa yol açmaktadır; ancak bu artış, istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Hindistan'da ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %6.31 oranında artırmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %30.62 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç, yüksek karbon emisyonlarının yenilenebilir enerjiye olan talebi artırmak yerine fosil yakıt kullanımını teşvik ettiğini ve yenilenebilir kaynaklara geçiş sürecini yavaşlattığını düşündürmektedir. Doğrudan yabancı

yatırım girişlerindeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %0.04 oranında arttırmaktadır. Ancak bu artış istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Çin'de ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %9.68 oranında artırmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketimini %29.40 oranında azaltmaktadır. Benzer şekilde, doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %0.20 oranında azaltmaktadır. Bu durum, yabancı yatırımların ev sahibi ülkede temiz enerji kaynaklarını yerine fosil yakıtlara dayalı enerji üretimi yatırımlarını tercih ettiği şeklinde açıklanabilir.

Güney Afrika'da ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %19.76 oranında azaltmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış yenilenebilir enerji tüketimini %1.03 oranında azaltmaktadır ancak bu azalış istatistiksel olarak anlamlı değildir. Doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketimini %0.35 oranında artırmaktadır.

Son olarak, Türkiye'de ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %7.57 oranında artırırken; karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış ise %21.96 oranında azaltmaktadır. Ayrıca doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artışın yenilenebilir enerji tüketimini %0.52 kadar azalttığı gözlemlenmiştir.

Çalışmada elde edilen bir diğer bulgu, sabitte yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenlerin 0.01 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğudur. Bu da, belirlenen yapısal kırılma tarihlerinin sistem içerisinde de anlamlı olduğunu göstermektedir. Buna göre; Brezilya'da 2015 yılı sonrası, Hindistan'da 2012 yılı sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde istatistiksel olarak anlamlı bir artış yaşanırken, Çin'de 1998 yılı sonrası, Güney Afrika'da 2001 yılı sonrası ve Türkiye'de 2000 yılı sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde istatistiksel olarak anlamlı bir düşüş yaşanmıştır.

Bulunan yapısal kırılma tarihleri ülke bazında incelendiğinde kırılmaların nedenleri şu şekilde tespit edilmiştir:

Brezilya, 8.5 km^2 'lik toplam yüz ölçümü 217 milyonluk nüfusu ile Latin Amerika'nın en büyük ülkesi olup, hem yenilenebilir hem yenilenemez enerji kaynakları açısından oldukça zengindir. Enerji ihtiyacının büyük bir kısmını, yenilenebilir enerji kaynakları arasında önemli bir paya sahip olan hidroelektrik enerjiden karşılamakla birlikte, yenilenemez enerji kaynaklarından özellikle petrol de tamamlayıcı bir rol oynamaktadır. Ancak 2015 yılı, Brezilya için kurak bir dönem olarak kaydedilmiş, hidroelektrik santrallerinin üretim kapasitesi düşmüş ve bu durum enerji arzında sorunlara yol açmıştır. Bu nedenle, enerji çeşitliliğini artırarak enerji arz güvenliğini sağlama ve küresel ısınmaya yol açan sera gazı emisyonlarını azaltma hedefleri

doğrultusunda 2015 yılında enerji sektöründe önemli adımlar atılmış ve yenilenebilir enerji kaynaklarının payı hızla artmıştır. 2015 yılında, toplam yenilenebilir enerji kurulu gücünü 5,434 MW'a çıkaracak şekilde 5 adet enerji ihalesi düzenlenmiş ve 137 proje gerçekleştirilmiştir. Bu projeler, 5.3 milyar dolar yatırım tutarıyla, farklı yenilenebilir enerji kaynaklarını kapsayan büyük ölçekli projelerdir. Gerçekleştirilen bu projeler, Brezilya'nın yenilenebilir enerji stratejisinde önemli bir yer tutmakta ve hızla artmaya devam etmektedir.

Dünyanın en kalabalık ikinci ülkesi olan Hindistan, 2012 yılında enerji ihtiyacını karşılamak ve çevresel sürdürülebilirliği sağlamak amacıyla güneş enerjisi başta olmak üzere yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelik yatırımlarını hızlandırmıştır. Bu yatırımlar, Ulusal Güneş Misyonu (NSM) ile yürürlüğe girmiştir. 2010 yılında başlatılan NSM, ülke genelinde güneş enerjisinin yaygınlaştırılması için politika koşulları oluşturarak Hindistan'ı güneş enerjisinde küresel bir lider haline getirmeyi hedefleyen kapsamlı bir girişim olarak dikkat çekmektedir. Üç aşamalı olarak gerçekleştirilen misyon kapsamında ilk Konsantre Güneş Enerjisi (CSP) projeleri 2012 yılında gerçekleştirilmiştir. CSP projeleri, güneş ışığını yoğunlaştırma ve enerji depolama gibi özellikleriyle Hindistan'ın enerji bağımsızlığı ve çevresel sürdürülebilirlik hedeflerine ulaşmasında stratejik bir araç olarak öne çıkmaktadır.

1990'ların başında Çin, ekonomik reform süreciyle hızlı bir sanayileşme süreci yaşamış ve enerji talebini büyük oranda kömür ve diğer fosil yakıtlara bağımlı olarak karşılamıştır. Bu dönemde, Çin'in yenilenebilir enerji tüketiminin toplam enerji tüketimi içerisindeki payı oldukça düşüktü. 1997 yılında yaşanan Asya Final Krizi, Çin'i doğrudan etkileyen bir kriz olmasa da bölgesel ekonomi üzerindeki etkileri Çin'in enerji güvenliğinde dolaylı etkiler yaratmış olabilir. Bu durum, Çin'in özellikle enerji sektöründe dışa bağımlılığı azaltma hususunda stratejik adımlar atmasına yön vermiştir. Son yıllarda Çin, yenilenebilir enerji sektöründe küresel lider konumuna gelmiştir. Bununla birlikte Çin, hala dünya genelinde en fazla kömür tüketen ve karbondioksit salınımı yapan ülkedir; hızlı ekonomik büyüme ve büyük sanayi sektörü, ülkeyi aynı zamanda dünyanın en büyük petrol ithalatçısı yapmaktadır. Çin'in yenilenebilir enerjiye yönelik yatırımları, enerji arz güvenliğini artırmayı ve çevresel sürdürülebilirlik hedeflerine ulaşmayı amaçlamaktadır.

Elektrik enerjisi ihtiyacının büyük bir çoğunluğunu kömürle karşılayan Güney Afrika'nın 2001 yılında yenilenebilir enerji kaynaklarının toplam enerji tüketimi içerisindeki payı çok düşük seviyelerdeydi. Ülkenin o dönemde yenilenebilir enerji yatırımları ve projeleri oldukça sınırlıydı. Ancak son yıllarda artan enerji talebi, Güney Afrika'yı güneş, rüzgâr ve hidroelektrik gibi temiz enerji kaynaklarına yönlendirmekte ve yenilenebilir kaynakların toplam enerji tüketimi içerisindeki payının artırılması hedeflenmektedir. Ülkenin yenilenebilir

enerjiye yönelik stratejik adımları; fosil yakıtlara olan bağımlılığı azaltma, çevresel sürdürülebilirlik hedefleri ve ekonomik bağımsızlığı sağlama amacıyla kritik öneme sahiptir.

Son olarak 2000’li yılların başında yaşadığı ekonomik krizlerin etkisiyle Türkiye; enerji sektöründe dolaylı etkiler hissetmiş, fosil yakıtlara olan bağımlılığının getirdiği ekonomik yük ile enerji arz güvenliği risk altına girmiştir. Ekonomik krizlerin ardından gelen istikrarsızlıklar enerji sektöründe ciddi etkiler yaratsa da enerji arz güvenliğini sağlamak için yenilenebilir enerjiye yönelmeyi stratejik bir hedef haline getirmiştir. Yenilenebilir enerjiye yapılan yatırımlar; ithalat bağımlılığını azaltmak, ekonomik ve çevresel sürdürülebilirlik hedeflerini sağlamak açısından stratejik bir öneme sahiptir.



SONUÇ

BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ülkeleri, dünya enerji tüketiminde önemli bir rol oynamaktadır. Bu ülkeler, büyüyen ekonomileri ve artan nüfus yoğunluğu nedeniyle küresel enerji talebinin büyük bir bölümünü oluşturmaktadır. Her bir ülkenin artan enerji taleplerini karşılama şekli farklılık gösterse de her birinin ortak hedefi sürdürülebilir bir enerji geleceği için yenilenemeyen enerji kaynaklarına olan bağımlılığı azaltmak ve çevre dostu yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmektir.

Literatürde, yenilenebilir enerji tüketiminin belirleyicileri genellikle zaman serisi verisi ve panel veri kullanılarak incelenmiştir. Zaman serisi verisi, değişkenlerin değerlerinin gün, ay, mevsim, yıl gibi zaman birimlerine göre değişimini analiz ederken; panel veri, hem zaman serisi hem de yatay kesit verisi birleşiminden oluştuğu için, değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesinde birimler arası heterojenliği dikkate alarak analizlerde her bir birimin kendi özgün etkilerini göz önünde bulundurur. Ayrıca zaman içindeki değişimlerini yakalamaya yardımcı olur. Bu durum, değişkenlerin bireysel farklılıklarını daha doğru modellemeyi sağlar ve araştırmacılara değişkenler arasındaki ilişkileri incelemek için güçlü bir yaklaşım sunar. Ancak literatürde, çoğunlukla politika değişiklikleri, ekonomik krizler, doğal afetler, teknolojik yenilikler veya önemli dışsal şoklar sonucu ortaya çıkan yapısal değişimleri (kırılmaları) dikkate almayan zaman serisi ve panel veri modelleri kullanılmıştır. Bu nedenle, çalışmada BRICS-T ülkelerinin 1990-2020 dönemini kapsayan verileri ile karbondioksit emisyonu, ekonomik büyüme ve doğrudan yabancı yatırım girişlerinin yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkileri, literatürdeki geleneksel ekonometrik analiz yöntemlerinden farklı olarak yapısal kırılmalı Panel-SUR yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Yapısal kırılmalı Panel-SUR yaklaşımı ile yalnızca değişkenler arasındaki ilişkiler değil, aynı zamanda bu ilişkilerdeki ani değişimleri ifade eden yapısal kırılmalar da ekonometrik modelleme sürecine dahil edilerek değişimin itici güçleri ve bunların ilişkiler üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışma, bu yönüyle literatüre ampirik açıdan önemli bir katkı sağlamaktadır.

Analiz sonuçlarından elde edilen bulgular, her bir BRICS-T ülkesi için söz konusu değişkenlerin yenilenebilir enerji tüketimini farklı şekilde etkilediğini ortaya koymuştur. Buna göre; ekonomik büyümedeki artış Brezilya, Hindistan, Çin ve Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimini pozitif; Rusya ve Güney Afrika ülkelerinin ise negatif etkilemektedir. Karbondioksit emisyonlarındaki artış yalnızca Rusya'nın yenilenebilir enerji tüketimini pozitif etkilerken Brezilya, Hindistan, Çin ve Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimini negatif etkilemektedir. Doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki artış ise Brezilya ve Güney Afrika ülkelerinin

yenilenebilir enerji tüketimini pozitif etkilerken, Çin ve Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimini negatif etkilemektedir.

Ayrıca, Brezilya'da 2015, Hindistan'da 2012, Çin'de 1998, Güney Afrika'da 2001 ve Türkiye'de 2000 yıllarında yapısal kırılmalar tespit edilmiştir. Bu yapısal kırılma tarihleri, her bir ülke için önemli değişimleri temsil etmektedir. Söz konusu değişimlerin yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkisi ise Brezilya ve Hindistan için pozitif, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için ise negatif olarak bulunmuştur.

Elde edilen bulgular doğrultusunda, yenilenebilir enerji tüketimini artırmak ve sürdürülebilirliği desteklemek için politika yapıcılara bazı önerilerde bulunmaktadır. Örneğin, ülkelerin artan enerji ihtiyacını fosil yakıt bazlı enerjiden yenilenebilir enerjiye dönüştürebilmeleri, yenilenebilir enerji kaynaklarının ilk yatırım maliyetlerinin yüksek olmasından dolayı kısa vade de oldukça güçtür. Bu nedenle ülkeler, vergi imtiyazları, teşvik sübvansiyonları, arazi imtiyazları ve destek programları geliştirmelidir. Fosil yakıtları kullanan sektörlerle yönelik sübvansiyonlar kademeli olarak azaltılmalı ve yenilenebilir enerjiye yönelik sübvansiyonlar artırılmalıdır. Bu, özel sektörün yenilenebilir enerji altyapısına yatırım yapmasını teşvik edecektir. Yenilenebilir enerji kullanımını arttırmanın yanı sıra, enerji verimliliğini arttırıcı tedbirler alınabilir. Bu konuda kamu ve özel sektör çalışanlarına yönelik eğitim programları düzenlenmeli ve toplumda yenilenebilir enerji kaynakları konusunda farkındalık yaratılmalıdır. Küresel düzeyde sürdürülebilir enerji hedeflerine ulaşmak için uluslararası işbirlikleri kurulmalıdır. Yenilenebilir enerji tüketiminin toplam enerji tüketimi içerisindeki payını artırmaya yönelik adımlar atılmalıdır. Enerji; üretimden ulaşım, sağlıktan eğitime kadar birçok alanda ekonominin temel girdilerinden biri olduğundan, doğru bir enerji stratejisi belirlemek sürdürülebilir kalkınmanın anahtarıdır. Dolayısıyla, ülkelerin enerji politikalarını iktisadi ve sosyal hedeflerle uyumlu bir şekilde planlaması, hem ekonomik büyümeyi destekleyecek hem de çevresel sürdürülebilirliğe katkıda bulunacaktır.

Bu tez çalışmasının önemli bir kısıtlılığı, veri setinin zaman boyutunun yeteri kadar uzun olmaması nedeniyle yalnızca sabitte ve tek sayıda yapısal kırılmalar tespit edilebilmiş, bu da derinlemesine analizlerin yapılmasını engellemiştir.

İlerleyen araştırmalarda, bu araştırmanın veri seti ve ele alınan makroekonomik değişkenler genişletilerek, daha uzun vadeli gözlemlerle elde edilen bulguların zamanla nasıl değiştiği incelenebilir. Ayrıca birden fazla sayıda ve eğimde ve/veya rejimde gerçekleşen yapısal kırılmaların belirlenmesi ile farklı analiz yöntemlerinin kullanılması, daha kapsamlı ve derinlemesine sonuçlar elde edilmesine olanak sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Acar, Ç., Gümrah, F., Bülbül, S., Ömürlü Metin, Ç., ve Parlaktuna, M. (2011). *Petrol ve Doğal Gaz*. Çankaya, Ankara: ODTÜ Geliştirme Vakfı Yayıncılık ve İletişim.
- Aksakal, M. (2011). *Görünürde İlişkisiz Regresyon Modelleri ve Turizm Sektörü Üzerine Bir Uygulama*. Yüksek Lisans Tezi. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Aksakal, M., ve Arıçıl Çılan, Ç. (2015). “Türkiye’ye Yönelik Turizm Talebinin Görünürde İlişkisiz Regresyon Modelleri İle İncelenmesi”. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (14): 235-256. <https://doi.org/10.18092/ijeas.84319>
- Alkan, Ö., ve Kılıçtek, B. (2020). “Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli İle Alkol ve Tütün Kullanım Süresini Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi”. *EKEV Akademi Dergisi*, 24(84): 511-528.
- Andrews, D. W. (1993). “Tests For Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point”. *Econometrica*, 61(4): 821-856. <https://doi.org/10.2307/2951764>
- Arı, A. (2021). “Yenilenebilir Enerji ve Doğrudan Yabancı Yatırımlar: Türkiye Örneği”. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 23(40): 122-131.
- Arı, A. (2023). “Gelir Eşitsizliğinin Yenilenebilir Enerji Üzerindeki Etkileri: Panel Veri Analizi”. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 25(1): 147-160. <https://doi.org/10.26468/trakyasobed.1121704>
- Arslan, D. Ü. (2021). *Yenilenebilir Enerji Tüketimi İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Panel Veri Analizi*. Yüksek Lisans Tezi. Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Ateş, B., ve Yağcı, H. (2023). “Türkiye ve BRICS Ülkelerinde Enerji Tüketiminin Ekonomik Refaha Etkisi”. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(25): 1-27. <https://doi.org/10.53092/duibfd.1159152>
- Bai, J. (2009). “Panel Data Models with Interactive Fixed Effects”. *Econometrica*, 77(4): 1229-1279. <https://doi.org/10.3982/ECTA6135>
- Bai, J., ve Perron, P. (1998a). “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”. *Econometrica*, 66(1): 47-78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bai, J., ve Perron, P. (2003). “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1): 1-22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>

- Baloğlu, D. (2019). *Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve Enerji Tüketimi Arasındaki Nedensellik İlişkisinin İncelenmesi*. Yüksek Lisans Tezi. Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. (3. bs). John Wiley and Sons Ltd.
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data*. (6. bs). John Wiley and Sons Ltd.
- Becker, R., Enders, W., ve Lee, J. (2006). "A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks". *Journal of Time Series Analysis*, 27(3): 381-409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Bersvendsen, T., ve Ditzen, J. (2021). "Testing for slope heterogeneity in Stata". *The Stata Journal*, 21(1): 51-80. <https://doi.org/10.1177/1536867X211000004>
- Blomquist, J., ve Westerlund, J. (2013). "Testing slope homogeneity in large panels with serial correlation". *Economics Letters*, 121(3): 374-378.
- Breusch, T. S., ve Pagan, A. R. (1980). "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics". *The Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Brown, R. L., Durbin, J., ve Evans, J. M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time". *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2): 149-163. <https://www.jstor.org/stable/2984889>
- Caceres, C., Corbacho A., ve Medina L. (2010). "Structural Breaks in Fiscal Performance: Did Fiscal Responsibility Laws Have Anything to Do with Them?". *International Monetary Fund*.
- Canik, B. (2000). *Jeotermal Enerji*. Ankara Üniversitesi, Ankara.
- Chow, G. (1960). "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica*, 28(3): 591-605. <https://doi.org/10.2307/1910133>
- Chudik, A., ve Pesaran, M. H. (2015). "Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors". *Journal of Econometrics*, 188(2): 393-420.
- Chudik, A., Pesaran, M. H., ve Tosetti, E. (2011). "Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels". *Econometrics Journal*, 4(1): C45-C90. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2010.00330.x>
- Devlet Planlama Teşkilatı (1996). *Madencilik Özel İhtisas Komisyonu Endüstriyel Hammaddeler Alt Komisyonu Jeotermal Enerji Çalışma Grubu Raporu*. (Rapor No: DPT: 2441). DPT. Ankara.

- De Hoyos, R. E., ve Sarafidis, V. (2006). “Testing for cross-sectional dependence in panel-datamodels”. *The Stata Journal*, 6(4): 882-496.
- Diñçer, F., Atik, İ., Yılmaz, Ş., ve Çıngı, A. (2017). “Hidrolik Enerjisinden Yararlanmada Ülkemiz ve Gelişmiş Ülkelerin Mevcut Durumlarının Analizi”. *Dicle Üniversitesi Mühendislik Fakültesi Mühendislik Dergisi*, 8(3): 555-561.
- Ditzen, J., Karavias, Y., ve Westerlund, J. (2021). “Testing and Estimating Structural Breaks in Time Series and Panel Data in Stata”. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2110.14550>
- Doğanay, H., ve Coşkun, O. (2020). *Enerji Kaynakları*. (4. bs). Pegem Akademi Yayıncılık, Ankara.
- Duran, M. S. (2020). *BRICS-T Ülkelerinde Enerji Tüketiminin Belirleyicileri: Ekonometrik Bir Uygulama*. Doktora Tezi. Necmettin Erbakan Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Konya.
- Dünya Enerji Konseyi Türk Milli Komitesi (2009). Dünya'da ve Türkiye'de Güneş Enerjisi.
- Eberhardt, M., ve Teal, F. (2010). *Productivity Analysis in Global Manufacturing Production*. Oxford University: Department of Economics, ISSN 1471-0498.
- Ege, A. (2019). *Nükleer Enerji: Atomdan Elektriğe Sağlıktan Silaha*. Hece Yayınları, Ankara.
- Enders, W., ve Lee, J. (2012a). “The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests”. *Economics Letters*, 117(1): 196-199.
- Enders, W., ve Lee, J. (2012b). “A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4): 574-599. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>
- Erdinç, Z., ve Aydınbaş, G. (2020). “Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Belirleyicileri Üzerine Panel Veri Analizi ”. *Journal of Social, Humanities and Administrative Sciences*, 6(24): 346-358. <http://dx.doi.org/10.31589/JOSHAS.266>
- Erdugan, F. (2012). *Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerinde Parametre Tahmin Yöntemleri*. Doktora Tezi. Çukurova Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Adana.
- Ertekin, M. N. (2023). *Yenilenebilir ve Yenilenemeyen Enerji Tüketimi, CO2 Salımı ve Sürdürülebilir Kalkınma İlişkisi: Türkiye Örneği*. Yüksek Lisans Tezi. Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bandırma.
- Esposito, L. (2023). “Renewable energy consumption and per capita income: An empirical analysis in Finland”. *Renewable Energy* 209: 558-568.
- Gujarati, D. N., ve Porter, D. C. (2012). *Basic Econometrics*. (5. bs). McGraw-Hill.
- Guhyev, H. (2023). *Heterojen Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Heterojen Panel Veri Tahmincilerinin Türetilmesi: G7 Ülkelerinde Ekonomik Büyüme İle Enerji Tüketimi*

- Arasındaki İlişki*. Doktora Tezi. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Güriş, S., ve Çağlayan, E. (2020). *Ekonometri Temel Kavramlar*. Der Yayınevi, İstanbul.
- Hansen, B. E. (1997). “Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests”. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1): 60-67.
- Hausman, J. A. (1978). “Specification Test in Econometrics”. *Econometrica*, 46(6): 1251-1271.
<https://doi.org/10.2307/1913827>
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of Panel Data*. (4. bs). Cambridge University Press.
- Hsiao, C. (2005). “Why panel data?”. *The Singapore Economic Review*, 50(2): 143-154.
<https://doi.org/10.1142/S0217590805001937>
- Karhan, G. (2016). *Enerji Yoğunluğu ve Ülkelerin Gelişmişlik Düzeyleri Arasındaki İlişkinin Analizi: BRICS-T Ülkeleri Üzerine Bir Araştırma*. Doktora Tezi. İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Malatya.
- Keleş, S. S. (2022). “BRICS-T Ülkelerinde Küreselleşme, Ekonomik Karmaşıklık ve Gelir Eşitsizliği: Heterojen Panel Veri Analizi”. *Journal of Emerging Economics and Policy*, 7(2): 379-388.
- Khandker, L. L., Amin, S. B., ve Khan, F. (2018). “Renewable Energy Consumption and Foreign Direct Investment: Reports from Bangladesh”. *Journal of Accounting, Finance and Economics*, 8(3): 72-87.
- Khobai, H., Abel, S., ve Le Roux, P. (2017). “A Review of the Nexus Between Energy consumption and Economic growth in the Brics countries”. *MPRA*, Paper No. 82462: 1-18.
- Kiliçarslan, Z. (2019). “The Relationship between Foreign Direct Investment and Renewable Energy Production: Evidence from Brazil, Russia, India, China, South Africa and Turkey”. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 9(4): 291-297.
<https://doi.org/10.32479/ijeep.7879>
- Koca, M. (2020). *BRICS-T Ülkelerinde Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisinin İncelenmesi: Ampirik Bir Analiz*. Yüksek Lisans Tezi. Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Konya.
- Liu, J., Wu, S., ve Zidek, J. V. (1997). “On Segmented Multivariate Regression”. *Statistica Sinica*, 7(2): 497-525.
- Mert, M., ve Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Detay Yayıncılık, Ankara.

- Mor, S. (2019). *Sürdürülebilir Kalkınma Çerçevesinde Enerji Tüketimi ve İktisadi Büyüme: BRICS Ülkeleri ve Türkiye (BRICS-T) Üzerine Bir İnceleme: 1994-2018*. Yüksek Lisans Tezi. Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi, Kars.
- Nakoman, E. (1971). *Kömür*. Maden Tetkik ve Arama Enstitüsü Yayınları, Ankara.
- Özdil, S. (2017). *Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Enerji Tüketimi Yoğun Ülkeler Üzerine Bir Uygulama (1990-2014)*. Yüksek Lisans Tezi. Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Nevşehir.
- Perron, P. (1997). "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables". *Journal of Econometrics*, 80(2): 355-385.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., ve Yamagata T. (2008). "A bias-adjusted LM test of error cross-section independence". *The Econometrics Journal*, 11(1): 105-127.
- Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H. (2006). "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure". *Econometrica*, 74(4): 967-1012.
- Pesaran, M. H., ve Yamagata, T. (2008). "Testing slope homogeneity in large panels". *Journal of Econometrics*, 142(1): 50-93.
- Pesaran, M., ve Smith, R. (1995). *Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels*. *Journal of Econometrics*, 68(1): 79-113.
- Sezer, D. (2006). *Görünürde İlişkisiz Regresyon Modelleri ve Bir Uygulama*. Yüksek Lisans Tezi, Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.
- Sun, Y., Carrol, R. J., ve Li, D. (2009). *Nonparametric Econometric Methods*, C:25, Emerald Group Publishing Limited, 101-129.
- Swamy, P. (1970). "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model". *Econometrica*, 38(2): 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Tan, Y., ve Uprasen, U. (2022). "The effect of foreign direct investment on renewable energy consumption subject to the moderating effect of environmental regulation: Evidence from the BRICS countries". *Renewable Energy*, 201(2): 135-149.
- Türköz, K. (2023). "Doğrudan Yabancı Yatırımların Yenilenebilir ve Fosil Enerji Tüketimi Üzerindeki Etkileri: Türkiye İçin Saklı Eşbütünleşme Analizi Bulguları". *Journal of Yasar University*, 18(69): 1-18. <https://doi.org/10.19168/jyasar.1141228>
- Usta, C. (2016). "Türkiye'de Enerji Tüketimi Ekonomik Büyüme İlişkisinin Bölgesel Analizi". *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 2(2): 181-20.

- Uzunöz, M., ve Akçay, Y. (2012). “Türkiye’de Büyüme ve Enerji Tüketimi Arasındaki Nedensellik İlişkisi”. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 3(2): 1-16.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- Yao, Y.-C. (1988). “Estimating the number of change-points via Schwarz' criterion”. *Statistics & Probability Letters*, 6(3): 181-189. [https://doi.org/10.1016/0167-7152\(88\)90118-6](https://doi.org/10.1016/0167-7152(88)90118-6)
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2018a). *Panel Veri Ekonometrisi*. (4. bs). Beta Yayıncılık, İstanbul.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2018b). *İleri Panel Veri Analizi*. (3. bs). Beta Yayıncılık, İstanbul.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2018c). *Panel Zaman Serileri Analizi*. (2. bs). Beta Yayıncılık, İstanbul.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *Panel Veri Ekonometrisi*. (5. bs). Beta Yayıncılık, İstanbul.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2021). *Panel Veri Ekonometrisi*. (6. bs). Beta Yayıncılık, İstanbul.
- Yiğit, E. (2017). *BRICT Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Karbon Emisyonları, Kentleşme ve Petrol Fiyatları Üzerine VAR Analizi*. Yüksek Lisans Tezi. Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi, Tokat.
- Yilanci, V., Onder, O., ve Gorus, M. S. (2019). “The asymmetric effects of foreign direct investment on clean energy consumption in BRICS countries: A recently introduced hidden cointegration test”. *Journal of Cleaner Production*.
- Zellner, A. (1962). “Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations: Some Exact Finite Sample Results”. *Journal of the American Statistical Association*, 58(304): 977-992. <https://doi.org/10.2307/2283326>

ÖZGEÇMİŞ

Adı ve SOYADI	Esra TOPALOĞLU
EĞİTİM DURUMU	
Lisans	Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri (2012-2016)
Yüksek Lisans	Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri (2016-2018)
Tez Konusu	Logaritmik Doğrusal Modeller ve Bir Uygulaması
Doktora	Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri (2019-2025)
Tez Konusu	BRICS-T ÜLKELERİNDE YENİLENEBİLİR ENERJİ TÜKETİMİ VE SEÇİLMİŞ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: YAPISAL KIRILMALI PANEL-SUR YAKLAŞIMI
Yabancı Dil / Diller	İngilizce
YAYINLAR	
<u>Kongre Bildirisi</u>	
Topaloglu, E., ve Toker Demir, Ç., (2024). “Yapısal Kırılmalı Panel-SUR Yaklaşımıyla Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Analizi: BRICS-T Ülkeleri Örneği”, 2. <i>Uluslararası Sürdürülebilir İşletmecilik ve Ekonomi Stratejileri Kongresi</i>, İstanbul, Türkiye, 11-12 Ekim 2024. Topaloglu,E., (2024). “Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Doğurganlık Oranı Ve Okullaşma Oranı Arasındaki İlişki”, 7. <i>Uluslararası Sağlık Bilimleri ve Yaşam Kongresi, Burdur, Türkiye</i>, 7-9 Mart 2024, ss.92 Parlar G., Topaloglu E., Palancı O., (2021). “AB Ülkelerindeki Üniversitelerin Çok Kriterli Karar Verme Yöntemleri İle Değerlendirilmesi”, 5. <i>Lisansüstü İşletme Öğrencileri Sempozyumu, Afyonkarahisar, Türkiye</i>, 10 Eylül 2021 Topaloglu, E., ve Demir, Ç., (2020). “2009-2018 Dönemi Türkiye’de Bilişim Teknolojileri Kullanımının Ekonometrik Analizi”, 20. <i>Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumu</i>, Ankara, Türkiye, 12-14 Şubat 2020, ss.101	

Makale

Topaloğlu, E. ve Demir Toker Ç., (2024). “Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Belirleyicileri: BRICS-T Ülkeleri Örneği”. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 0(0), -. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2024.42.1570083>

Topaloğlu, E., & Atay, A. (2020). Kategorik Verilerin Analizinde Logaritmik Doğrusal Modellerin Kullanımı: İntihar Olasılığı Verileri Üzerine Bir Uygulama. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 7(2), 565-580. <https://doi.org/10.17541/optimum.686322>

