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

DOKTORA TEZİ

HETEROJEN YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN HETEROJEN PANEL VERİ TAHMİNCİLERİNİN TÜRETİLMESİ: G7 ÜLKELERİNDE EKONOMİK BÜYÜME İLE ENERJİ TÜKETİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİ

Hasraddin GULIYEV

2502180456

TEZ DANIŞMANI

Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU

İSTANBUL – 2023

TEZ ONAY SAYFASI

ÖZ

HETEROJEN YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN HETEROJEN PANEL VERİ TAHMİNCİLERİNİN TÜRETİLMESİ: G7 ÜLKELERİNDE EKONOMİK BÜYÜME İLE ENERJİ TÜKETİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİ

HASRADDIN GULIYEV

Panel veri ekonometrisi kapsamlı bir çerçeve sağladığından son yıllarda karmaşık fenomen ve güncel iktisadi konuları incelemek ve bireysel, zamansal ve bağlamsal faktörler arasındaki etkileşimi analiz etmek için geniş bir şekilde uygulanmaktadır. Doğal afetler, önemli ekonomik olaylar, politika değişiklikleri veya temel eğilimlerdeki kaymalar gibi çeşitli faktörler nedeniyle ortaya çıkabilen yapısal kırılmalar panel veri modellerindeki değişkenler arasındaki ilişkilerde zaman içinde önemli kaymalara veya değişikliklere sebep olmaktadır. Zaman serisi ekonometrisinden farklı olarak panel veri ekonometrisi gelişim aşamasında olduğundan yapısal kırılmalara ilişkin kapsamlı bir literatür sunulmamaktadır. Panel veri analizinde yapısal kırılmaların dikkate alınmaması, sapmalı ve etkin olmayan tahminlere, yanıltıcı yorumlara ve yanlış politika çıkarımlarına yol açabilir. Bu nedenle, panel veri analizinde geçerli ve sağlam bulgular elde etmek için yapısal kırılmaları belirlemek ve onları dikkate alarak tahminciler geliştirmek oldukça önemlidir.

Panel veri analizinde çeşitli testler kullanılarak yapısal kırılmalar tespit edildikten sonra, yapısal kırılmaları hesaba katmak için uygun modelleme teknikleri kullanılabilinmektedir. Bu, kukla değişkenlerin ve Fourier serilerinin modele dahil edilmesi, rejimlere ayrılmış regresyon modellerinin veya zamanla değişen katsayılı modellerinin kullanılmasını içerebilir. Araştırmacılar bu stratejileri birleştirerek panel verilerdeki değişen dinamikleri doğru bir şekilde yakalayabilmekte ve daha güvenilir ve anlamlı sonuçlar elde edebilmektedir. Bu bağlamda yapılan bu çalışmada panel veri modellerinde eğim parametresine göre homojen ve heterojen olan yapısal kırılmaları hem homojen hem de heterojen olarak belirlenmekte ve yapısal kırılmaların modellenmesine ilişkin mevcut literatürde eksiklikleri gidermek amaçlı yeni tahminciler önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Panel veri ekonometrisi, homojen panel veri modelleri, heterojen panel veri modelleri, homojen panel veri modellerinde yapısal kırılmalar, heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmalar.

ABSTRACT

NEW HETEROGENEOUS PANEL DATA ESTIMATORS TO CONSIDER HETEROGENEOUS STRUCTURAL BREAKS: THE RELATIONSHIP BETWEEN ECONOMIC GROWTH AND ENERGY CONSUMPTION IN G7 COUNTRIES

HASRADDIN GULIYEV

In recent years, panel data econometrics has been widely used to examine complex phenomena and current economic issues, as well as to analyze the interaction between individual and temporal factors. In panel data, structural breaks indicate significant shifts or changes in the relationships between variables over time. Several factors, including natural disasters, major economic crisis, policy changes, and shifts in fundamental trends, can cause these breaks. In contrast to time series econometrics, panel data econometrics is still in its early stages, and there is no extensive literature on structural breaks in this field. Nevertheless, ignoring structural breaks in panel data analysis can result in biased and inefficient estimates, misleading interpretations, and inaccurate policy conclusions. To obtain valid and robust results, it is essential to identify structural breaks in panel data analysis and develop econometric estimators that take them into account.

After detecting structural breaks using various tests in panel data analysis, they can be accounted for using the appropriate modeling techniques. This may involve incorporating dummy variables, Fourier series, regime-shift regression models, or time-varying coefficients models. By combining these approaches, researchers can accurately capture the changing dynamics of panel data and obtain more reliable and robust results. In this context, structural breaks are identified as both homogeneous and heterogeneous in homogeneous and heterogeneous panel data models, and new estimators are proposed to eliminate the gap by examining the existing literature on the modeling of structural breaks.

Keywords: Panel data econometrics, homogeneous panel data models, heterogeneous panel data models, structural breaks in homogeneous panel data models, breaks in heterogeneous panel data models.

ÖNSÖZ

Bu çalışmada, homojen ve heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmalar incelenmiştir. Çalışmanın temel kısmını oluşturan üçüncü bölümde, kukla değişkenler ve Fourier fonksiyonları kullanılarak SUR tahmincisi genişletilmiş ve yeni tahminciler önerilmiştir. Çalışmanın uygulama kısmında ise G7 ülkelerinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında ilişkiyi incelemek için türetilen yeni tahminciler kullanılmıştır. Geliştirilen yeni tahmincilerin panel veri ekonometrisi literatürüne katkı sağlayacağı ve elde edilen ampirik sonuçların ise enerji ekonomisi için farklı bakış açısı kazandıracağı düşünülmektedir.

Bu çalışmanın yazılmasına kadar olan eğitim sürecimde lisans eğitimimden başlayarak her zaman yanımda olan Azerbaycan Devlet İktisat Üniversitesi'nin (UNEC) Türk Dünyası İktisat Fakültesi'ne (TÜDİFAK) ve doktora eğitimim sürecimde maddi ve manevi olarak beni destekleyen Azerbaycan Cumhuriyeti Eğitim ve Bilim Bakanlığı "2019-2023 Yıllarında Azerbaycan'da Yüksek Öğretim Sisteminin Uluslararası Rekabet Gücünün Artırılması üzere Devlet Programı" koordinasyon ve yönetim ekibine ve aileme derinden teşekkür ederim.

Ekonometri bilimini öğrenmeye başladığım yüksek lisans eğitim sürecinde bana önemli bilgi ve beceriler kazandıran Akdeniz Üniversitesi Ekonometri bölümü ve aynı zamanda öğrendiğim bilgileri derinleştirmeme ve pekiştirmeme yardımcı olan İstanbul Üniversitesinin Ekonometri bölümü öğretim üyelerine teşekkürlerimi sunarım.

Doktora eğitim sürecinde tanıdığım Türkiye'de panel veri ekonometrisi alanına değerli katkılarda bulunan, benim için çok değerli yere sahip kıymetli tez danışmanım Sayın Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU hocama sabır ve anlayışlarından, akademisyen olma yolumda eğitim ve öğrenme sürecime desteğinden, bilimsel makalelerime değerli katkılarından ve aynı zamanda tez yazım sürecimde sık sık yaptığımız zevkli ve öğretici bilimsel müzakerelerinden dolayı derinden teşekkür ederim. Tez tamamlama sürecimi yakından takip ederek önemli katkılarda bulunan tez izleme jüri üyelerim Sayın Prof. Dr. Sibel SELİM ve Sayın Dr. Öğr. Üyesi Özlem GÖKTAŞ hocalarıma ayrıca teşekkürlerimi sunarım.

Hasraddin GULIYEV

İSTANBUL, 2023

İÇİNDEKİLER

ÖZ ..... **II**

ABSTRACT ..... **III**

ÖNSÖZ ..... **IV**

İÇİNDEKİLER ..... **V**

TABLOLAR LİSTESİ ..... **IX**

ŞEKİLLER LİSTESİ ..... **XI**

KISALTMALAR LİSTESİ ..... **XII**

GİRİŞ **1**

BİRİNCİ BÖLÜM

HOMOJEN VE HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ

1.1. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİ 4

1.1.1. Tek Yönlü Panel Veri Modelleri 5

1.1.2. İki Yönlü Panel Veri Modelleri 6

1.2. HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ 7

1.2.1. Tek yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri 8

1.2.1.1. Birimler Arası Korelasyonsuz Heterojen Panel Veri Modelleri 9

1.2.1.1.1. Swamy (1970) Tesadüfi Katsayılar Modeli 9

1.2.1.1.2. Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup Tahmincisi 10

1.2.1.2. Birimler Arası Korelasyonlu Heterojen Panel Veri Modelleri 11

1.2.1.2.1. Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) 12

1.2.1.2.2. Pesaran (2006) Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) Tahmincisi 13

1.2.1.2.3. Eberhardt ve Teal (2010) Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisi 14

1.2.2. İki Yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri 15

1.3. HOMOJEN VE HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ ARASINDA TERCİHLER 15

1.3.1. Heterojenlik Testleri....16
1.3.1.1. Swamy (1970) $\tilde{S}$ Testi....16
1.3.1.2. Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ Testi....17
1.3.1.3. Bersvendsen ve Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ Testi....18
1.3.2. Birimler Arası Korelasyon Testleri....20
1.3.2.1. Breusch-Pagan (1980) LM Testi....20
1.3.2.2. Pesaran (2004, 2015) CD Testi....21
1.3.2.3. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) Düzeltilmiş LM Testi....22
1.3.2.4. Juodis ve Reese (2022) CD Testi....24
1.3.2.5. Pesaran ve Xie (2022) CD* Testi....25

İKİNCİ BÖLÜM
HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ VE MODELLENMESİ

2.1. YAPISAL KIRILMALARIN GRAFİKSEL OLARAK İNCELENMESİ....27
2.1.1. CUSUM ve CUSUM-Square Testleri....27
2.2. YAPISAL KIRILMALARIN DIŞSAL OLARAK BELİRLENMESİ....29
2.2.1. Chow (1960) Testi....29
2.2.2. Benzerlik Oranı (LR), Wald (W) ve Lagrange Çarpanı (LM) Testleri....31
2.3. YAPISAL KIRILMALARIN İÇSEL OLARAK BELİRLENMESİ....32
2.3.1. Supremum Testler....32
2.3.2. Bai ve Perron (1998, 2003) Testi....33
2.4. YAPISAL KIRILMALARIN MODELLENMESİ....37
2.4.1. Yapısal Kırılmanın Modellenmesinde Kukla Değişken Yaklaşımı....37
2.4.2. Yapısal Kırılmanın Modellenmesinde Veriyi Bölme Yaklaşımı....37
2.5. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ....39

2.5.1. Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Zamana göre Homojen Olarak Belirlenmesi 39
2.5.2. Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Zamana Göre Heterojen Olarak Belirlenmesi 44

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM
HETEROJEN YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN HETEROJEN PANEL VERİ TAHMİNCİLERİNİN TÜRETİLMESİ

3.1. HETEROJEN PANEL VERİLERDE YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ VE TAHMİNİ 48
3.2. YAPISAL KIRILMALARIN KESKİN GEÇİŞLİ OLARAK BELİRLENMESİ 49
3.2.1. Yapısal Kırılmalarla Genişletilmiş SBSUR Tahmincisi 49
3.2.2. Heterojen Panel Veriler için SBSUR-MG Tahmincisi 53
3.3. YAPISAL KIRILMALARIN YUMUŞAK GEÇİŞLİ OLARAK BELİRLENMESİ 54
3.3.1. Fourier Fonksiyonu ile Genişletilmiş FSUR Tahmincisi 55
3.3.2. Heterojen Panel Veriler için FSUR-MG Tahmincisi 57

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM
G7 ÜLKELERİNDE EKONOMİK BÜYÜME İLE ENERJİ TÜKETİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN YAPISAL KIRILMALARLA İNCELENMESİ

4.1. LİTERATÜR İNCELEMESİ 61
4.2. İKTİSADİ VE EKONOMETRİK MODEL 67
4.3. VERİ SETİ VE TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER 68
4.4. SPESİFİKASYON TESTLERİ 75
4.5. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN HOMOJEN OLARAK BELİRLENMESİ 78
4.5.1. Eğimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi ve Modellenmesi 79
4.5.2. Rejimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi ve Modellenmesi 88

4.6. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN ZAMANA GÖRE HETEROJEN OLARAK BELİRLENMESİ....98

4.7. HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN BİRİMLERE GÖRE HETEROJEN OLARAK BELİRLENMESİ....101

4.7.1 Sabitte Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi.... 102

4.7.2. Eğimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi 106

4.7.3. Rejimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi 111

4.7.4. Sabitte Çoklu Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi 117

4.8. HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN YUMUŞAK GEÇİŞLİ OLARAK BELİRLENMESİ 122

4.9. YAPISAL KIRILMALI HOMOJEN VE HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ İÇİN TAHMİNCİLERİN KARŞILAŞTIRILMASI 128

SONUÇ 132

KAYNAKÇA 136

ÖZGEÇMİŞ 152

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 2.1: Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Homojen Olarak Belirlenmesi için Kullanılan Modeller.....41
Tablo 4.1: Literatür İncelenmesi.....62
Tablo 4.2: Değişkenlere İlişkin Ülke Bazlı Tanımlayıcı İstatistikler.....69
Tablo 4.3: Değişkenlere İlişkin Pearson Korelasyon ve Kısmı Korelasyon Katsayıları.....74
Tablo 4.4: Değişkenlere ait Birimler arası Korelasyon Testi.....75
Tablo 4.5: Panel Veri Modelinde Eğim Parametresinin Homojenlik Testleri.....77
Tablo 4.6: Homojen Panel Veri Modelinde Eğimdeki Bilinmeyen Çoklu Yapısal Kırılmaların Hipotez A ile Test Edilmesi.....79
Tablo 4.7: Homojen Panel Veri Modelinde Eğimdeki Bilinmeyen Çoklu Yapısal Kırılmaların Hipotez C ile Test Edilmesi.....80
Tablo 4.8: Homojen Panel Veri Modellinde Eğimde Belirlenen Yapısal Kırılma Tarihleri ve Güven Aralıkları.....80
Tablo 4.9: Homojen Panel Veri Modelinde Eğimde Yapısal Kırılmaların Modellenmesi.....84
Tablo 4.10: Homojen Panel Veri Modelinde Rejimdeki Bilinmeyen Çoklu Yapısal Kırılmaların Hipotez A ile Test Edilmesi.....89
Tablo 4.11: Homojen Panel Veri Modelinde Rejimdeki Bilinmeyen Çoklu Yapısal Kırılmaların Hipotez C ile Test Edilmesi.....90
Tablo 4.12: Rejimde Farklı Kırılma Modellerinin Karşılaştırılması.....91
Tablo 4.13: Rejimdeki Yapısal Kırılma Tarihleri ve Güven Aralıkları.....93
Tablo 4.14: Homojen Panel Veri Modelinde Rejimde Yapısal Kırılmaların Modellenmesi.....94
Tablo 4.15: Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (TVFE) Model Tahmini.....99
Tablo 4.16: Heterojen Panel Veri Modelinde Sabitte Yapısal Kırılmanın Belirlenmesi.....102
Tablo 4.17: Heterojen Panel Veri Modelinde Sabitte Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları.....103
Tablo 4.18: Tek Kırılmalı SBSUR-MG Tahmin Sonuçları.....106
Tablo 4.19: Heterojen Panel Veri Modelinde Eğimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi.....106

Tablo 4.20: Heterojen Panel Veri Modelinde Eğimde Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları.....107
Tablo 4.21: Heterojen Panel Veri Modelinde Rejimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi.....112
Tablo 4.22: Heterojen Panel Veri Modelinde Rejimde Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları.....113
Tablo 4.23: Heterojen Panel Veri Modelinde Sabitte Çoklu Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi.....118
Tablo 4.24: Heterojen Panel Veri Modelinde Sabitte Çoklu Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları.....119
Tablo 4.25: Çok Kırılmalı SBSUR-MG Tahmin Sonuçları.....121
Tablo 4.26: FSUR-MG Tahmincisi için Uygun Frekansın Seçilmesi.....122
Tablo 4.27: FSUR Tahmin Sonuçları.....124
Tablo 4.28: FSUR-MG Tahmin Sonuçları.....128
Tablo 4.29: Yapısal Kırılmalı Homojen ve Heterojen Panel Modelleri için Karşılaştırmalı Tahmin Sonuçları.....129

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 4.1: Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi ve Modellenmesi 60
Şekil 4.2: GSYİH (lnY) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi.....71
Şekil 4.3: Sermaye Stoğu (lnK) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi.....71
Şekil 4.4: Beşeri Sermaye Endeksi (lnL) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi.....73
Şekil 4.5: Enerji Tüketimi (lnEC) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi.....73
Şekil 4.6: TVFE Modelindeki lnK Değişkeninin Zamana Göre Değişimi.....100
Şekil 4.7: TVFE Modelindeki lnL Değişkeninin Zamana Göre Değişimi 100
Şekil 4.8: TVFE Modelindeki lnEC Değişkeninin Zamana Göre Değişimi 101
Şekil 4.9: Fourier Serilerinin Zamana Göre Değişimi.....123

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD : Amerika Birleşik Devletleri
AIC : Akaike Bilgi Kriteri
AMG : Genişletilmiş Ortalama Grup Tahmincisi
BIC : Bayesian Bilgi Kriteri
CCE : Ortak Korelasyonlu Etkiler Tahmincisi
CCE-MG : Ortak Korelasyonlu Etkiler-Ortalama Grup Tahmincisi
EKK : En Küçük Kareler Tahmincisi
FD : Birinci Farklar Modeli
FSUR : Fourier Serileri ile Genişletilmiş Görünürde İlişkisiz Regresyon
GEKK : Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tahmincisi
HEKK : Havuzlanmış En Küçük Kareler Tahmincisi
IID : Bağımsız ve Eş Değer Dağılım
LM : Lagrange Çarpanı Testi
LR : Benzerlik Oranı Testi
RCM : Tesadüfi Katsayılar Modeli
SBSUR : Yapısal Kırılmalı Görünürde İlişkisiz Regresyon
SE : Sabit Etkiler Modeli
SUR : Görünürde İlişkisiz Regresyon
TE : Tesadüfi Etkiler Modeli
TVFE : Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler Modeli
W : Wald Testi

GİRİŞ

Panel veri ekonometrisi, karmaşık ilişkileri analiz etmek, ekonometrik sorunları ele almak ve daha kapsamlı ve güvenilir ampirik sonuçlar elde etmek için ekonometride yeni bir çerçeve sağlamaktadır. Yakın yıllar içerisinde panel veri ekonometrisi, geniş bir model, teknik ve uygulama yelpazesi ile köklü bir alana dönüşmüş ve bu alanda yaşanan gelişmeler panel veri kümelerinde yer alan zengin bilgilerden yararlanılmasına katkıda bulunmuştur. Panel veri ekonometrisi ampirik araştırmacılara ekonomik ve sosyal olaylara ilişkin daha derin öngörüler kazandırmakta ve analiz etme yeteneğini önemli ölçüde artırmaktadır.

Ekonometrik analiz genel olarak ekonomik ve sosyal araştırma verilerinin analizi için farklı tahmincilerin önerilmesi üzerine odaklanmaktadır ve önerilen bu tahmincilerin sapmasızlık ve etkinlik özelliği önem kazanmaktadır. Fakat bilindiği üzere ekonomide gerçekleşen yapısal değişiklikler ampirik olarak uygulanan ekonometrik modellerde yapısal kırılmalar olarak ortaya çıkmakta ve tahmincilerin sapmasızlık ve etkinlik özelliğini etkilemektedir. Bu nedenle üzerinde çalışılan veri setinin kapsadığı zaman dinamiklerinin detaylı bir şekilde incelenmesi ve yapısal kırılmaların gerçekleşmesi durumunda güvenilir sonuçlar elde edilmesi için bu kırılmaların ekonometrik modelleme sürecine dahil edilmesi gerekir. Her ne kadar zaman serisi analizinde yapısal kırılmalara ilişkin farklı tahminci ve modelleme stratejileri önerilse de panel verilerde ortaya çıkan yapısal kırılmalara ilişkin ekonometri literatürü halen gelişme aşamasındadır. Bu yüzden yapılan bu çalışmanın panel veri analizinde yapısal kırılmaların belirlenmesi ve modellenmesi sürecindeki gelişimin bir parçası olacağına inanılmakta ve genel olarak bu çalışma dört bölümden oluşmaktadır:

Çalışmanın ilk bölümü homojen ve heterojen panel veri modellerini incelemektedir. Bu bağlamda homojen panel veri modellerinde kullanılan sabit ve tesadüfi etkiler tahmincileri araştırılırken, heterojen panel veri tahmincilerinden birimler arası korelasyonu dikkate alan ve almayan çeşitli tahminciler ve onların özellikleri tartışılmaktadır. İlk bölümün son kısmında ise homojen ve heterojen panel veri tahmincileri arasında seçim yapmak için homojenlik testlerine ve heterojen panel veri tahmincileri arasından seçim yapmak için ise birimler arası korelasyon testlerine yer verilmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümün ilk kısmında zaman serisi analizinde kullanılan içsel ve dışsal yapısal kırılma testleri incelenmekte ve tek sayıda yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesinde kullanılan Supremum testlere ve birden fazla sayıda yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesi için ise Bai ve Perron (1998, 2003) yapısal kırılma testine yer verilmektedir. İkinci bölümün son kısmında eğim parametresine göre homojen olan panel veri modellerinde yapısal kırılmaların tüm panel için homojen (ortak bir zamanda) gerçekleştiğini varsayan Ditzen vd. (2021) tarafından geliştirilen panel içsel yapısal kırılma testleri incelenmiştir. Bunun yanı sıra eğer araştırmacı tarafından gerçekleşen yapısal kırılmaların değişkenlere göre homojen olmadığı ve yapısal kırılmaların keskin bir şekilde gerçekleştiğinden ziyade daha yumuşak geçişli olarak ortaya çıktığı varsayılıyorsa bu durumda Sun vd. (2009) tarafından geliştirilmiş Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (TVFE) modelinin kullanımına ilişkin tartışmalara yer verilmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde eğim parametresine göre heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların sabitte, eğimde ve rejimde gerçekleşmesi durumları tartışılmış ve bu yapısal kırılmaların kukla değişkenlerle modellenmesi için SUR tahmincisi genişletilerek Yapısal Kırılmalı SUR (SBSUR) tahmincisi önerilmiştir. Elde edilen SBSUR tahmincisinden yola çıkarak ise heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaları ve birimler arası korelasyonu dikkate alan SBSUR-MG tahmincisi türetilmiştir. Eğer heterojen yapısal kırılmalarla ilgili herhangi bir ön bilgi yoksa ve gerçekleşen yapısal kırılmanın sayısı, zamanı ve şekli bilinmiyorsa bu zaman yapısal kırılmaların kukla değişkenlerle veya rejim regresyonları ile tahmin edilmesi yerine Fourier serileri ile kontrol edilmesi daha avantajlı olacaktır. Bu sebepten üçüncü bölümün son kısmında heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaları Fourier serileri ile kontrol eden FSUR tahmincisi geliştirilmiş ve heterojen panel verilerde heterojenliği, yapısal kırılmaları ve birimler arası korelasyonu dikkate alan FSUR-MG tahmincisi türetilmiştir.

Çalışmanın dördüncü bölümünde ise ilk bölümde tartışılan heterojenlik ve birimler arası korelasyon testleri ve ikinci ve üçüncü bölümde geniş bir şekilde incelenen homojen ve heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların belirlenmesi ve modellenmesi G7 ülkelerinde enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmak üzere kullanılmış ve sapmasız ve etkin tahminler elde edilerek politika önerileri için sunulmuştur.

Mevcut literatür dikkate alındığında bu tez çalışması bazı önemli katkılarda bulunmaktadır. İlk olarak, bu çalışma homojen ve heterojen panel veri modellerini ayrı ayrı dikkate alarak bu modellerde yapısal kırılmaların belirlenmesini teorik açıdan sistematik olarak derinlemesine incelemektedir. İkinci olarak, heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların belirlenmesine ilişkin önerilerde bulunmakta ve belirlenen yapısal kırılmaların tahminlenmesi için SBSUR-MG ve FSUR-MG tahmincileri türetmektedir. Üçüncü olarak ise bu tez çalışması, türetilen tahmincileri G7 ülkelerinde enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin belirlenmesi amaçlı kullanmakta ve elde edilen sonuçları literatüre katkısı açısından yorumlamaktadır.

BİRİNCİ BÖLÜM
HOMOJEN VE HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ

Panel veri, bireyler, ülkeler, firmalar, hane halkları gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerin, belli bir dönem aralığı için bir araya getirilmesi olarak tanımlanmaktadır. Panel veri, N sayıda birim ve her bir birime karşılık gelen T sayıda zaman gözleminden oluşmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020:2). Panel veri ekonometrisi ise hem kesit hem de zaman serisi gözlemlerini içeren veri setlerinin ekonometrik analizi ile bireysel heterojenliğin, gözlemlenmeyen faktörlerin kontrolüne izin vererek tahminlerin doğruluğunu artırmaktadır. Ayrıca, panel veri analizi, serbestlik derecelerini artırmakla daha fazla istatistiksel güç sunmakta ve daha güvenilir ve etkin tahminlerin elde edilmesine katkıda bulunmaktadır (Hsiao, 2005: 143).

Bu bölümde ilk önce tek yönlü ve iki yönlü homojen panel veri modelleri ve tahmin yöntemleri ele alınacaktır, sonraki kısımda heterojen panel veri modelleri tanıtılarak heterojen panel veri tahmincilerine yer verilecektir. En son kısımda ise homojen ve heterojen panel veri tahmincileri arasında tercih yapılması için literatürde yer alan testler tartışılacaktır.

1.1. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİ

Zaman boyutuna sahip yatay kesit veriler bir başka ifade ile panel veriler kullanılarak oluşturulan panel veri modelleri yardımıyla ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesi yöntemine "panel veri analizi" ismi verilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020:37). Bir panel veri regresyonu, birim ve zaman boyutuna aynı anda sahip olması ve bu boyutların değişkenler üzerinden bir çift alt simgeyle gösterilmesi bakımından normal bir yatay-kesit veya zaman serisi regresyonundan ayrılmaktadır (Baltagi, 2021:15). Genel olarak panel veri regresyon modeli aşağıdaki şekilde gösterilir;

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{jit} + u_{it} \qquad (1.1)$$

Burada i haneler, bireyler, firmalar ve ülkeler gibi birimleri. ve t ise zamanı ifade eder. Bu nedenle i alt indisi yatay kesit boyutu, t ise verideki zaman serisi boyutunu gösterir. Modelde α sabit parametreyi, β_j= ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$) ise 1'den k'a kadar eğim parametrelerini, y_{it}-i birimin t zaman değerini gösteren bağımlı (açıklanan) değişken, X_{jit}=(X_{1it}, $X_{2it}, \dots, X_{kit}$), i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler)i ve u_{it} ise i = 1, 2, 3,…,N, t= 1, 2, 3,…,T için

beklenen değeri sıfır ve sabit varyanslı $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ olduğu varsayılan hata terimini temsil eder.

(1.1) numaralı denkleme dikkat edilirse hem sabit parametre hem de eğim parametreleri homojen olmakla, birim ve zaman boyunca değişmemektedir ve bu durumun geçerli olduğu modeller havuzlanmış (pooled) regresyon modelleri olarak adlandırılmaktadır ve havuzlanmış regresyon modellerinin tahmini için Havuzlanmış En Küçük Kareler (HEKK) tahmincisi kullanılabilmektedir (Gujarati vd., 2012: 640-645).

1.1.1. Tek Yönlü Panel Veri Modelleri

Havuzlanmış regresyon modellerinde birimlerin genelde farklı davranışlara sahip olmaları nedeniyle sabit ve eğim parametrelerinin aynı (homojen) olduğunu düşünmek oldukça kısıtlayıcı bir varsayımdır. Bu tür bir varsayımdan yola çıkarak panel veri analizi yapılması farklı birimler için değişkenler arasında ilişkileri doğru bir şekilde yansıtmayacağından panel veri analizinin doğası ile uyuşmamaktadır. Bu nedenle panel veri analizinde sabit ve/veya eğim parametrelerinin birimlere veya zamana göre farklı (heterojen alınması) olduğunu varsaymak daha doğru bir yaklaşım olacaktır (Wooldridge, 2010: 170).

Panele dahil olan her bir birimin bireysel davranışını dikkate almanın önerilen bir yolu modelde sabit parametresinin birimler boyunca değiştiğini varsaymaktır. Fakat bu varsayımdan yola çıkıldığında eğim parametrelerinin birimler boyunca değişmediği kısıtının olduğunun unutulmaması gerekir. Modelin sabit parametresi her bir birey, firma ve ülke için farklı (heterojen) kabul edilirken, eğim parametresinin aynı (homojen) olduğu varsayılmaktadır (Hsiao, 2014: 11). Bu durum aşağıdaki şekilde gösterilebilir;

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{jit} + u_{it} \qquad (1.2)$$

(1.2) numaralı modelde α_i sabit parametreyi gösterir ve sadece i indisine sahip olması modelin sabit parametresinin sadece birimler (t indisine sahip olması durumunda ise sadece zaman) boyunca değiştiğini ifade etmektedir. Modelde β_j= (β_1, $\beta_2, \dots, \beta_k$) ise 1'den k'a kadar eğim parametrelerini gösterir ve tüm birimler boyunca sabittir. u_{it} ise i = 1, 2, 3,…,N, t= 1, 2, 3,…,T için beklenen değeri sıfır ve sabit varyanslı olduğu

varsayılan $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ hata terimidir. Bu tür yapıya sahip modeller Tek Yönlü Panel Veri Modelleri ismi altında incelenmektedir (Baltagi, 2021:16).

Tek yönlü panel veri modelleri iki farklı yaklaşım olan Sabit Etkiler (SE) ve Tesadüfi Etkiler (TE) yaklaşımı kullanılarak modellenebilmektedir. SE modelinde sabit parametre (α_i) açıklayıcı değişkenlerin bir parçası olarak kabul edilirken TE modelinde hata teriminin bir parçası olarak kabul edilir (Harris ve Sollis, 2003: 192). Başka bir ifade ile TE modelinde modelin sabit parametresi (α_i) SE modelinden farklı olarak sabit kabul edilmek yerine rassal bir değişken olarak kabul edilmektedir (Maddala, 1987: 303-326).

Ampirik bir araştırma yapıldığında ortaya çıkan önemli sorulardan biri, tek yönlü panel veri modeli kullanıldığı zaman SE veya TE modelleme yaklaşımından hangisinin daha iyi sonuç verdiği sorusudur. Başka bir ifade ile birim etkiyi gösteren α_i'nin sabit mi yoksa tesadüfi olarak mı modele alınması gerektiği sorusudur. Bu sorunun cevabı birim etkiler α_i ile X_{it} bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon hakkında yapılan varsayıma bağlı olarak verilebilmektedir (Verbeek, 2019: 394). Eğer, α_i ile X_{it} bağımsız değişkenleri korelasyonlu ise, sabit etkiler modeli uygun olacaktır. Tesadüfi etkiler modelinin hata terimi bağımsız değişkenlerle korelasyonu yoksa SE ve TE modelinin her ikisi tutarlı olurken, TE modeli asimptotik olarak daha etkin olacağından bu modelin kullanılması daha tutarlı sonuçlar verecektir (Johnston ve DiNardo,1997: 391).

1.1.2. İki Yönlü Panel Veri Modelleri

İki yönlü panel veri modelleri hem birim hem de zaman boyunca sabit parametrenin değişmesine izin vermektedir. Birim ve zaman boyunca heterojen olan panel regresyon modeli aşağıdaki şekilde gösterilebilmektedir:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{jit} + u_{it} \qquad (1.3)$$

(1.3) modelinde yer alan α_{it} sabit parametreyi göstermekte ve onun hem i hem de t indisine sahip olması modelin sabit parametresinin hem birimlere hem de zamana göre değiştiğini simgelemektedir. Modelde β_j= (β_1, β_2, … , β_{k}) ise 1'den k'a kadar eğim parametrelerini göstermektedir ve tüm birimler boyunca sabittir. X_{jit}=($\mathrm{X_{1it}}$, $\mathrm{X_{2it}}$, … , $\mathrm{X_{kit}}$), i birimin t zaman değerini gösteren bağımsız değişken(ler), u_{it} ise $i =$

1, 2, 3,…,N, t= 1, 2, 3,…,T için beklenen değeri sıfır ve sabit varyanslı olduğu varsayılan $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ hata terimidir. Bu tür yapıya sahip modeller İki Yönlü Panel Veri Modelleri ismi altında incelenmektedir (Baltagi, 2021: 46-48).

İki yönlü panel veri modeli uygulamada kullanılmadan önce, geçerliliği kısıtlı F-testi, LR veya LM testi gibi birleşik anlamlılık testleri ile test edilmektedir. Uygulamada birim ve zaman boyutunun birlikte anlamlılığı test edildikten sonra hem birim hem de zaman boyutunun ayrı ayrı anlamlılıkları test edilerek süreç devam ettirilmekte ve uygun modele karar verilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 177-178). İki yönlü panel veri modeli iki farklı yaklaşım olan Sabit Etkiler ve Tesadüfi Etkiler yaklaşımı kullanılarak modellenebilmektedir. Bu iki yaklaşım arasından hangisinin tercih edileceği ise Kang (1985) tarafından türetilen Hausman (1978) spesifikasyon testinin genişletilmiş çeşitli varyasyonları ile karar verilmektedir (Kang, 1985: 193-203).

1.2. HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ

Heterojen panel veri modelleri, zaman boyutunun yüksek olduğu "uzun" (long) panellerinin sorunlarını ele almak için doğmuştur. Farklı ülkelerden (bölgeler, firmalar) çok sayıda zaman serisini bir araya toplayan bu tür veri kümeleri giderek daha yaygın olarak kullanılarak birçok alanda (kalkınma ekonomisi, bölgesel veya siyaset bilimi gibi alanlarda) yapılan ampirik araştırmaların ana hedefi haline gelmiştir. Bununla birlikte, birçok uygulamada, bir bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenlerdeki değişikliğe tepkisinin tüm birimler ve/veya zaman içinde aynı olması muhtemel değildir. Bu bağlamda panel veri analizinde değişkenler arasındaki etkileşimde heterojenliği hesaba katmak, ekonometrik araştırmalarda yeni ufuklar açmaya ve gerçek ekonomik olayları daha iyi anlamaya yardımcı olmaktadır.

Klasik panellerden farklı olarak heterojen yapıya sahip panel veri modellerinde, vurgu yalnızca *N*'in asimptotikleri üzerinde değil, aynı zamanda hem *N* hem de *T*'nin ardışık veya birlikte sonsuzluğa doğru asimptotik olarak yaklaşması üzerinedir (Phillips ve Moon, 1999). Çoğu zaman birimlerin bireysel katsayılarının birimler boyunca değişiklik göstermekte serbest olduğu ve bu durumun heterojen spesifikasyonlara yol açtığı gözlemlenmektedir. Bu yüzden parametrelerin homojenliği varsayımı da bu tür panellerde sıklıkla sorgulanmaktadır. Bu modellerde klasik panel veri modellerinde olduğu gibi parametrelerin heterojenliğini teorik olarak

tek yönlü veya iki yönlü heterojen panel veri modelleri şeklinde sınıflamamız mümkündür.

1.2.1. Tek yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri

Önceki alt bölümde açıklanan temel (1.1), (1.2) ve (1.3) numaralı modeller, toplamsal etkide tek bir heterojenlik kaynağı olan birim/zaman etkisini veya hem birim hem de zaman etkisini aynı anda dikkate almaktadır. Heterojen panel veri modelleri çok sayıda yatay kesit birimi (N) ve zaman boyutu (T) olan panel verilerinde, gözlemlenmemiş olan zamanla değişmeyen heterojenliği (birim etkiler) ve ihmal edilen değişkenlerin etkilerinden kaynaklanan değişkenlerin birime özgü etkileşimlerine (eğim heterojenliğine) izin verecek şekilde kontrol altına alınmaktadır. Başka değişle, panel veri modellerini gözlemlenmeyen heterojenliğe ek olarak gözlemlenen ortak değişkenlerdeki (bağımsız değişkenlerin etkilerindeki) heterojenliği de ekleyerek onlar arasındaki etkileşimlere izin verecek şekilde genişletmek mümkündür:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{K} \beta_{ji} X_{jit} + u_{it} \qquad (1.4)$$

(1.4) modelinde α_i modelin sabit parametresinin birimler boyunca değiştiğini göstermekte ve β_{ij}= ($\beta_{11}, \beta_{12}, \dots, \beta_{21}, \beta_{22}, \dots, \beta_{\mathrm{nk}}$) ise j= 1, 2, 3,…,K ve i = 1, 2, 3,…,N için eğim parametrelerini göstermektedir ve eğim parametresi de tüm birimler boyunca heterojendir. X_{jit}= ($\mathrm{X}_{1\mathrm{it}}, \mathrm{X}_{2\mathrm{it}}, \dots, \mathrm{X}_{\mathrm{kit}}$), i birimin t zaman değerini gösteren bağımsız değişken(ler), u_{it} ise i = 1, 2, 3,…,N, t= 1, 2, 3,…,T için beklenen değeri sıfır ve sabit varyanslı olduğu varsayılan $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$ hata terimidir. Bu tür yapıya sahip modeller Tek Yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri ismi altında incelenmektedir.

Heterojen panel veri modellerinde önemli kararlardan birisi literatürde sıkça tartışılan “havuzlamak veya havuzlamamak (to pool or not to pool)” kararıdır. Baltagi ve Griffin (1997) parametre heterojenliğinin geçerli olma durumunda paneli ayrı ayrı tahmin etmek yerine birlikte tahmin etmenin modele ekstra serbestlik derecesi kazandırdığından havuzlamanın tahmincilerin performansını artırmak gibi avantaja sahip olduğuna dikkat çekmişler (Baltagi ve Griffin, 1997: 303-327). Eğer veri seti havuzlanarak heterojen panel şeklinde modellenmek isteniyorsa, bu durumda önemli kararlardan diğeri de birimler arası korelasyonu dikkate alacak şekilde doğru tahmincileri seçmektir (Yves ve Millo, 2021: 193-196). Bu nedenle tek yönlü heterojen

panel veri tahmincileri birimler arası korelasyonu dikkate alan ve almayan tahminciler olarak gruplandırılabilmektedir.

1.2.1.1. Birimler Arası Korelasyonsuz Heterojen Panel Veri Modelleri

Değişen ekonomik yapıları modellemek için eğim parametrelerinin birimler ve/veya zaman boyunca değişebileceğini anlamlandıran farklı ekonomik, sosyolojik, psikolojik ve demografik faktörlerinin mevcut olduğu bir gerçekliktir. Bu gibi yapıları modellemek için heterojen panel veri modellerinin kullanılması uygundur. Heterojen panel veri modellerinde parametrelerin tahmini için birimler arası korelasyon varsayımının sınanması, uygun tahmincilerin seçiminde yol gösterici olacaktır. Birimler arası korelasyonsuz heterojen panel veri modellerini tahmin etmek için panel veri analizi literatüründe iki önemli tahminci yer almaktadır. Swamy'nin (1970) Tesadüfi Katsayılar Modeli (RCM-Random Coefficient Model) ve Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup Tahmincisi (MG-Mean Group).

1.2.1.1.1. Swamy (1970) Tesadüfi Katsayılar Modeli

Tesadüfi katsayılar modeli (RCM) tesadüfi etkiler modelinin bir genellemesi olarak düşünülebilmektedir, çünkü hem sabit hem de eğim parametrelerini ortak ortalama ve sabit varyans-kovaryans matrisiyle belirli bir olasılık dağılımına sahip olduğu kabul edilmektedir. Swamy (1970) tarafından geliştirilen RCM modeli ile her bir birim için ayrı ayrı katsayıların hesaplanması mümkündür. Bu model, heterojen parametrelerin hata terimi gibi tesadüfi olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır (Swamy, 1970: 311-315):

$$y_i = (\beta_i' + \nu_i)X_i + u_i \tag{1.5}$$

$$y_i = \beta_i' X_i + \nu_i X_i + u_i \tag{1.6}$$

$$\omega_i = \nu_i X_i + u_i \tag{1.7}$$

$$y_i = \beta_i' X_i + \omega_i \tag{1.8}$$

(1.5) denklemde heterojen parametrelere hata terimi gibi tesadüfi olarak yaklaşılmakta ve model genel olarak (1.8) numaralı denklem şeklinde ifade edilmektedir. Modelin hata teriminin beklenen değeri $E(\omega_i)$=0 olmakta, fakat hata terimleri heteroskedastik ve dönemlere göre hataları aynı ν_i vektörünü içerdiği için birbiri ile ilişkili yani otokorelasyonludur. Birimlere özgü hataların varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki şekilde yazılır:

$$\Omega_i = E(\omega_i \omega_i') = E[(\nu_i X_i + u_i)(\nu_i' X_i' + u_i')] \tag{1.9}$$

Denklem 1.9'da u_i ile v_i'nin korelasyonsuz olduğunu varsayımı yapıldığında 1.9. denklem 1.10. denkleme dönüşür.

$$\Omega_i = E(\omega_i \omega_i') = \sigma_i^2 I + X_i \Delta X_i' \quad (1.10)$$

Modelin tahmininde kullanılabilecek EKK heteroskedastisiteyi ve otokorelasyonu hesaba katmadığı için tutarsız tahminci olacaktır. Bu yüzden 1.10. denklemindeki varyans-kovaryans matris yapısını dikkate alan Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) ile tutarlı tahminciler elde edilebilmektedir. Burada Ω_i matrisinin dioganal elemanları her birimin hata varyansından oluşan bir blok matristir. Dolayısıyla kullanılan GEKK, her bir birimin EKK tahmincilerinin ağırlıklı ortalaması olmaktadır (Swamy, 1970: 316-322).

GEKK'in önemli sorunlarından biri Ω_i matrisinin bilinmemesidir ve Swamy (1970) Ω_i'nin tahmini için farklı bir yaklaşım önermiştir. Dikkat edilirse 1.10. denkleminde tek bilinmeyen parametre Δ'dır ve $\hat{\Delta}$ aşağıdaki şekilde tahmin edilmektedir:

$$\hat{\Delta} = \frac{1}{N-1}\sum_{n=1}^{N}\left(\hat{\beta}_i - \bar{\hat{\beta}}\right)^2 - \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\sigma_i^2 \left(X_i X_i'\right)^{-1} \quad (1.11)$$

Burada $\hat{\beta}_i$ her bir birimin EKK ile tahmin edilmiş katsayıları, $\bar{\hat{\beta}}$ ise $\bar{\hat{\beta}} = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\hat{\beta}_i$ şeklinde hesaplanan tüm bireysel katsayıların ortalamasıdır. Campello vd. (2019), RCM modelinde kullanılan tahmincinin birimler arasında korelasyon varsayımının ihlali nedeniyle tutarlı olmadığını göstermişler ve RCM modelinde T'nin kısa olduğu durumlarda etkinlik kaybının ortaya çıktığını belirtmişlerdir (Campello vd., 2019: 749-750).

1.2.1.1.2. Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup Tahmincisi

Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen Ortalama Grup tahmincisi Swamy (1970) RCM modelinden daha az kısıtlayıcı parametrik varsayıma dayanır. Pesaran ve Smith'e (1995) göre, büyük N ve küçük T'ye sahip panellerde ortaya çıkan sabit etkili heterojenlik problemini ele almak için sabit etkiler ve tesadüfi etkiler içeren geleneksel tahmin yöntemleri kullanılmaktadır. Bu tahmin ediciler ise, heterojenliğin neden olduğu içselliği hesaba katmadıkları için tutarsız sonuçlar üretecektir. Tutarlı sonuçlar sağlamak için gruplar arasındaki sabit, eğim ve hata varyanslarındaki farklılıkları tolere eden Ortalama Grup-MG tahmincisi kullanılabilir. MG tahmincisi

sadece bağımsız değişkenlerin dışsallığı ve hataların bağımsız ve özdeş dağılımı varsayılarak tahmin edilebilir (Pesaran ve Smith, 1995: 79-83):

$$\hat{\beta}^{MG} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{\beta}_i^{OLS} \tag{1.12}$$

Burada, $\hat{\beta}_i^{OLS}$ birimlere ait bireysel regresyon katsayılarını, N ise birim sayısını göstermektedir. MG tahmincisinin varyansı parametrik olmayan bir yaklaşımla hesaplanmaktadır:

$$var\left(\hat{\beta}^{MG}\right) = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\beta}_i^{OLS} - \hat{\beta}^{MG}\right)\left(\hat{\beta}_i^{OLS} - \hat{\beta}^{MG}\right)' \tag{1.13}$$

MG tahmincisinin, T yeterince büyüdüğünde Swamy (1970) tahmin edicisine yakınsadığı gösterilmiştir. Fakat bahsi geçen Swamy (1970) RCM ve Pesaran ve Smith (1995) MG tahmincileri birimler arası korelasyonu hesaba katmadıkları için zayıf tahminciler olarak kalmaktadırlar (Hsiao ve Pesaran, 2008: 185).

1.2.1.2. Birimler Arası Korelasyonlu Heterojen Panel Veri Modelleri

Heterojen panel veri modellerinin tahmininde modele alınan birimler korelasyonlu olabilmektedir. Birimler arası korelasyonun ortaya çıkma nedeni ihmal edilen ortak etkiye sahip değişkenler, mekansal (uzamsal) ve ağ etkileri (ülkelerin ekonomik ve sosyal olarak birbirine bağlı olması) olabilmektedir. Panel veri analizinde bu türlü nedenlerden ortaya çıkan birimler arasındaki korelasyonu göz ardı etmek ciddi ekonometrik sonuçlar doğurabilmektedir. Birimler arası korelasyona sahip heterojen panel veri modellerinde geleneksel panel veri modelleri olan sabit ve tesadüfi etkiler modelini veya yukarıda değinilen RCM ve MG modellerini kullanmak yanıltıcı çıkarımlara ve birimler arası korelasyonun düzeyine bağlı olarak tutarsız tahmincilere neden olacaktır (Phillips ve Sul, 2003: 217). Bu yüzden birimler arası korelasyonun dikkate alınması önemli olmaktadır.

Birimler arası korelasyonu dikkate alan heterojen panel veri tahmincileri Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR), Ortak Korelasyonlu Etkiler (Common Correlated Effects) ve Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi olarak sınıflandırmak mümkündür.

1.2.1.2.1. Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR)

Ekonomik olayların tek denklemli modeller şeklinde açıklanmasında en çok kullanılan tahmin yöntemlerinden biri EKK tahmincisidir. Fakat gerçek hayatta ekonomik olayları açıklamak için tek bir denklemden ziyade birden çok denklem yapısını da gerek duyulmaktadır. Zellner (1962) çok denklemli modelleri tahmin etmek amacıyla görünüşte ilişkisiz regresyon modelleri olarak adlandırdığı modeli geliştirmiş ve ilk bakışta alakasız gibi görünen ancak hata terimleri arasında ilişki bulunan modelleri SUR modelleri olarak tanımlamıştır. SUR modelinin temelinde basit EKK yaklaşımı yatmaktadır. Fakat bilindiği üzere denklemlerin EKK yöntemiyle tek tek tahmin edilmesi durumunda, EKK tahmincisi sapmasız olmasına rağmen etkin değildir. Bu durumda etkinlik kaybını önlemek için SUR tahmincisi önem kazanmaktadır. Bu nedenle, Zellner'e (1962) göre SUR modelinde, denklemler arasındaki hata terimlerinin yüksek korelasyonlu olması ve farklı denklemlerdeki açıklayıcı değişkenlerin birbirleriyle ilişkisiz olması durumunda SUR modelini oluşturan denklemlerin GEKK ile ortak tahmini, her denkleme ayrı ayrı uygulanan EKK tahmincisine göre etkinlik açısından üstünlük sağlayacaktır (Aksakal ve Çilan, 2015: 240-242).

Panel veri analizinde birbirinden farklı sektörler, endüstriler ve bölgeler dahil olabilmektedir. Bu modeller farklı değişkenlere sahip olmalarına dolayısıyla bireysel özellikler sergilemelerine rağmen, çoğu zaman ortak faktörler tarafından etkilendikleri için birimlerin hata terimleri birbiriyle ilişkili olabilmektedir. Panel veri analizinde SUR tahmincisi, sabit ve eğim parametrelerinin birimlere göre değiştiği ve birimlerin hata terimleri arasında bağlantı olduğu düşünüldüğünde önemli bir tahminciye dönüşmektedir. Bu sebeple, heterojen panel veri analizinde birimler arası korelasyonu göz önüne alan tahmincilere de alternatif olabilmektedir ve SUR modelinin kullanımı ile hatalar arasındaki korelasyon dikkate alınarak etkinlik kaybının oluşması engellenmektedir (Fiebig, 2001: 101-110)**.**

Görünürde ilişkisiz regresyonun kullanılması birim sayısının en fazla 10-12 olması durumunda önerilmektedir. SUR modelinin tahmini için öncelikle her bir heterojen birim için en küçük kareler tahmini yapılmakta, daha sonra bu tahminlerden elde edilen kalıntılar arasındaki ilişkiden yararlanarak varyans kovaryans matrisi (Ω) oluşturulmaktadır. Oluşturulan varyans kovaryans matrisinin yardımıyla GEKK ile SUR modeli tahminlenmekte ve birimler bazında sonuçlar elde edilmektedir (Zellner, 1963: 982):

$$\hat{\beta}^{SUR} = \left(X'\hat{\Omega}^{-1}X\right)^{-1}X'\hat{\Omega}^{-1}y \quad (1.14)$$

Birim boyutunun (N) büyük olduğu durumlarda ise SUR tahmincisinden farklı olarak, ortak korelasyonlu etkiler (CCE) ve genişletilmiş ortalama grup (AMG) tahmincisi sapmasız ve etkin tahminlerin elde edilmesine olanak tanımaktadır.

1.2.1.2.2. Pesaran (2006) Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) Tahmincisi

Pesaran'ın (2006) çalışmasıyla geliştirilen Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE-Common Correlated Effects) tahmincisi panel veri analizinde kesit birimleri için tahmin edilen regresyon katsayılarının her bir birim için ayrı ayrı elde edilmesini sağlamaktadır. CCE tahmincisi birimler arasında korelasyonu dikkate alarak açıklayıcı değişkenlere ait regresyon katsayılarının tahmin edilmesine yardımcı olmaktadır. Panel veri modellerinde eğim katsayısının heterojen olduğu durumlarda kullanılan CCE tahmincisi, asimptotik olarak standart dağılım göstermekte ve N, T→∞ olduğu durumlarda tutarlı sonuçlar vermektedir:

$$y_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad (1.15)$$

Burada, y_{it}, *t* zamanında *i* birimindeki gözlemi ifade etmekte ve *i =1, 2, …, N* iken *t=1,2, …, T* olan heterojen panel veri modelidir. Denklemde d_t gözlemlenen ortak etkilerin n x 1 vektörü, x_{it} ise *t* zamanında birimlerin gözlemlenen etkileri gösteren spesifik bağımsız değişkenlere ait $k \times 1$ vektörüdür. Hatalar ise çok faktörlü yapıya sahiptir:

$$u_{it} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (1.16)$$

Burada, hatanın bileşeni olan f_t gözlemlenmeyen ortak etkilerin m x 1 vektörüdür. ε_{it} ise bağımsız olarak özdeş dağılan d_t ve x_{it}' nin bireysel hatasıdır. Fakat, gözlenmeyen etkiler olan f_t , d_t ve x_{it} ile ilişkili olabilmekte ve böyle bir duruma izin vermek için, birimlere özgü bağımsız değişkenlere göre aşağıdaki spesifikasyon dikkate alınmaktadır:

$$x_{it} = A_i' d_t + \Gamma_i' f_t + v_{it} \quad (1.17)$$

(1.17) denklemde A_i' ve Γ_i' sırasıyla *n x k* ve *m x k* boyutlu sabit bileşenli faktör yüklerini göstermekte, v_{it} ise ortak etkilerden bağımsız olarak dağılan x_{it}'in özel hata bileşenidir.

Pesaran (2006), (1.17) denklemi tahmin etmek amaçlı f_t gözlemlenmeyen faktörler yerine araç değişkenler olarak bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamalarını ($\bar{Y}_t \; ve \; \bar{X}_t$) her bir birim için ayrı ayrı modele dahil edilmesini önermiştir. Bu şekilde model tahmin edildikten sonra CCE-MG (Ortak Korelasyonlu Etkiler-Ortalama Grup) tahmincisi, panele dahil olan birimlerin bireysel CCE tahmincilerinin aritmetik ortalaması alınarak elde etmiştir.

$$\hat{b}_{MG} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \hat{b}_i \tag{1.18}$$

burada,

$$\hat{b}_i = (X_i' \bar{M} X_i)^{-1} X_i' \bar{M} y_i \tag{1.19}$$

ve $X_i = (x_{i1,} \; x_{i2,} \; x_{i3,} \; \ldots\ldots, x_{iT} \;)'$, $Y_i = (y_{i1,} \; y_{i2,} \; y_{i3,} \; \ldots\ldots, y_{iT} \;)'$ iken $\bar{M}$ aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır.

$$\bar{M} = I_T - \bar{H}(\bar{H}'\bar{H})^{-1}H' \tag{1.20}$$

(1.20) numaralı denklemde, $\bar{H} = (D, \bar{Z})$'dir, *D* ve $\bar{Z}$ sırasıyla d_t ve $\bar{z}_t$ gözlemlerinden oluşan $T \times n$ ve $T \times (k+1)$ boyutlu matristir ve bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamalarından oluşmaktadır (Pesaran, 2006: 967). CCE tahmincisinin en önemli avantajları, ortak faktör sayının önceden bilinmesine gerek duymaması, birimler arası korelasyonun tüm türlerine (zayıf ve güçlü) karşı, eğim heterojenliği ve birim köklere karşı dirençli olmasıdır (Ditzen, 2021: 587-590).

1.2.1.2.3. Eberhardt ve Teal (2010) Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisi

AMG tahmincisi, Eberhardt ve Teal (2010) tarafından Pesaran (2006) CCE-MG tahmincisine bir alternatif olarak Cobb-Douglas üretim fonksiyonu göz önünde bulundurarak geliştirilmiştir. AMG tahmin süreci üç aşamada gerçekleşmektedir. Birinci aşamada, model tek yönlü zaman etkili model olarak düşünülmekte ve T-1 sayıda modele kukla değişken eklenmektedir. Zaman kuklaları dahil edilen model birinci farkları alınarak Birinci Farklar Modeli (FD-OLS) üzerinden tahmin edilmektedir:

$$\Delta Y_{it} = b'\Delta X_t + \sum_{t=2}^{T} c_t \Delta D_t + e_{it}\bar{F} \quad => \hat{c}_t = \hat{\mu}_t^* \tag{1.21}$$

(1.17) denklemden elde edilen zaman kukla değişkenlerin katsayılar tek bir seri ($\hat{\mu}_t^*$) altında toplanmakta ve bu katsayılar ortak dinamik süreci temsil etmektedir. İkinci aşamada, elde edilen $\hat{\mu}_t^*$ serisi doğrusal trend ile her bir birimin regresyon denklemine dahil edilmektedir:

$$y_{it} = a_i + b_i' x_{it} + c_i t + d_i \, \hat{\mu}_t^* + e_{it} \tag{1.22}$$

Son aşamada ise, Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup tahmincisi yaklaşımından yararlanılarak birim bazında elde edilen katsayıların ortalamaları alınmaktadır (Eberhardt, 2012: 61-71):

$$\hat{\beta}^{AMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} b_i' \tag{1.23}$$

Eberhardt ve Teal (2010) tarafından yapılan Monte Carlo simülasyonları ile AMG tahmincisinin CCE tahmincisi ile aynı asimptotik özelliğe sahip olduğunu gösterilmiştir.

1.2.2. İki Yönlü Heterojen Panel Veri Modelleri

Literatürde iki yönlü heterojen panel veri modelleri hakkında çok bilgi yer almamaktadır. Teorik olarak tüm birimlerin sabit ve eğim parametrelerini heterojen olduğu düşünmek ve bu heterojenliği modellemek için birim ve zaman boyutunu simgeleyen kukla değişkenleri ve onların bağımsız değişkenlerle etkileşimi ile modele dahil etmek mümkündür. Ancak böyle bir yaklaşım izlemek aşırı derecede serbestlik derecesi kaybına neden olduğundan neredeyse tercih edilmemektedir. Bu yüzden, heterojen panel veri analizinde analize dahil edilen birimlerin sabit ve eğim parametresine birimler boyunca değişimine izin verilirken, belli bir zaman için sabit ve eğim parametrelerinde değişikliğe yapısal kırılma olarak izin verilmesi daha kabul görülmektedir.

1.3. HOMOJEN VE HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ ARASINDA TERCİHLER

Homojen ve heterojen panel veri modelleri arasında tercih yapılırken ilk önce panel veri yapısının homojen yapıya mı yoksa heterojen yapıya mı uygun olduğunun belirlenmesi gerekmektedir. Eğer panel veri modelinde eğimlere göre heterojenlik tespit edilirse sonraki aşamada panele dahil edilen kesitler arasında birimler arası korelasyon olup olmadığı tespit edilmektedir. Bu aşamada panel veri modelinde

birimler arası korelasyon tespit edilmezse RCM veya MG tahmincileri uygun bir tahminci olmaktadır. Buna karşılık modelde birimler arası korelasyonun tespit edilmesi durumunda ise SUR, CCE ve AMG tahmincileri daha uygun olmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 101). Özetle, heterojen panel veri modellerinde doğru bir tahminciye karar vermek için ilk önce eğimlere göre homojenliğin geçerliliği daha sonra birimler arası korelasyonun olup olmadığı tespit edilmelidir.

1.3.1. Homojenlik Testleri

Panel veri modellerinde homojenlik testleri eğim parametrelerinin homojen olup olmadığına odaklanmaktadır. Başka değişle her bir panel için hesaplanan katsayıların birbirine eşit olup olmadığı bu testler yardımıyla tespit edilmektedir. Homojenlik testlerinin temel hipotezi tüm birimler için hesaplanan katsayıların birbirine eşit olduğunu şeklindeyken, alternatif hipotez en az bir birim için hesaplanan katsayıların diğerlerinden farklı olduğu yönündedir (Pesaran, 2015: 734):

$H_0: \beta_i = \beta \ \ (tüm\ i'ler\ için)$ Tüm birimler için parametreler homojendir

$H_1: \beta_i \neq \beta \ \ (herhangi\ bir\ i\ için)$ Parametreler homojen değildir (heterojendir)

Yukarıdaki hipotezi test etmek için uygulamada en fazla kullanılan Swamy'nin (1970) $\tilde{S}$ ve Pesaran ve Yamagata'nın (2008) $\tilde{\Delta}$ tipli testleridir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 93).

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

Eğim katsayılarının homojen olup olmadığını belirlemek için Swamy (1970) tarafından geliştirilen $\tilde{S}$ istatistiği olarak bilinen bir test önerilmiştir. $\tilde{S}$ testinde birim boyutu N'in zaman boyutu T'ye göre küçük olması istenmekte ve birimler boyunca heteroskedasiteye karşı dirençli bir test olmaktadır. Swamy'nin (1970) $\tilde{S}$ istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^{N} \left(\hat{\beta}_i - \widehat{\beta}_{WFE}\right) \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i} \left(\hat{\beta}_i - \widehat{\beta}_{WFE}\right) \qquad (1.24)$$

Eşitlikte $\widehat{\beta}_i$ havuzlanmış OLS tahmincisi, $\widehat{\beta}_{WFE}$; ağırlıklandırılmış sabit etkili modelin havuzlanmış tahmincisi, M_τ; birim matris ve $\hat{\sigma}_i$ ise σ_i'in tahmincisidir. Test istatistiği $K \times (N-1)$ serbestlik derecesi ile Ki-kare dağılımına sahiptir. Hesaplanan $\tilde{S}$ istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda, temel hipotez reddedilmekte

ve en az bir birim için eğim parametrelerin heterojen olduğu kararı verilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 97).

1.3.1.2. Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ Testi

Pesaran ve Yamagata (2008), birim (N) ve zaman (T) boyutunun büyük olduğu paneller için geçerli olan ve Swamy (1970) $\tilde{S}$ istatistiğinin standardize edilmiş farklı bir versiyonunu geliştirmiştir. $\tilde{\Delta}$ olarak isimlendirilen bu testin ilk süreci $\tilde{S}$ istatistiğinin hesaplanması ile başlamakta ve sonraki aşamada hesaplanan $\hat{S}$ istatistiğinde düzenleme yapılmaktadır (Pesaran, 2015: 738-739);

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}_i - k}{\sqrt{2k}}\right) \tag{1.25}$$

Bu test, $\sqrt{N}/T^2 \to 0$ olmak koşuluyla $(N,T) \to \infty$ durumunda geçerli olmakta ve hata terimlerinin asimptotik olarak normal dağılıma $\tilde{\Delta} \sim N(0.1)$ uymakla birimlere ve zamana göre korelasyonsuz olduğunu varsayılmaktadır (ε_{it} ile ε_{js} , $i \neq j$ ve $t \neq s$). Test birim bazında heteroskedastisiteye izin vermekte ve birinci dereceden otoregresif modeller (dinamik panel veri modelleri) için de geçerli olmaktadır, fakat geçerlilik için birim zaman boyutundan beklenen özellik ikisinin birbirine yakın boyutta olması $N/T \to k$ ve hızlı bir şekilde aynı anda sonsuza yaklaşmasıdır $N,T \to \infty$.

Uygulamada özellikle küçük birim (N) boyutuna sahip panellerle karşılaşılmakla N ve T'nin birlikte aynı hızla sonsuza yaklaşması olası bir durum değildir ve bu nedenle testte güç kaybı yaşanmaktadır. Bu yüzden Pesaran ve Yamagata (2008) testin düzeltilmiş versiyonunu olan $\tilde{\Delta}_{adj}$ testini ileri sürmüşler:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{\mathrm{var}\left(\tilde{z}_{i,T}\right)}}\right) \tag{1.26}$$

burada $\tilde{S}$ Swamy test istatistiği, k parametre sayısıdır. Denklemde yer alan $\mathrm{var}\left(\tilde{z}_{i,T}\right)$ 1.27.eşitlik yardımıyla hesaplanır:

$$\mathrm{var}\left(\tilde{z}_{i,T}\right) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1} \tag{1.27}$$

Bu test hata teriminin normal dağıldığı, birimler arası korelasyon ve otokorelasyon olmadığı durumda geçerlidir (Pesaran ve Yamagata, 2008: 374-378).

Özellikle zaman boyutunun (T'nin) büyük olduğu panellerde birimlerin hata terimleri zamana bağlı olarak otokorelasyonlu ve/veya değişen varyanslı olabilmektedir. Bu yüzden Blomquist ve Westerlund (2013) $\tilde{\Delta}$ testini otokorelasyona ve/veya heteroskedasiteye karşı dirençli olacak şekilde modifiye ederek $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testini ileri sürmüşlerdir.

$$\tilde{\Delta}_{HAC} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}S_{HAC} - k}{\sqrt{2k}}\right) \tag{1.28}$$

burada,

$$S_{HAC} = \sum_{i=1}^{T} T\left(\hat{\beta}_i - \widehat{\beta}\right)'\left(\hat{Q}_{i,T}\hat{V}_{i,T}^{-1}\hat{Q}_{i,T}\right)\left(\hat{\beta}_i - \widehat{\beta}\right) \tag{1.29}$$

olmaktadır. $\hat{\beta}_i$ her bir birim için EKK tahmincisidir ve $\widehat{\beta}$ ise (1.30) denklem yardımıyla hesaplanmaktadır:

$$\widehat{\beta} = \sum_{i=1}^{N}\left(T\hat{Q}_{i,T}\hat{V}_{i,T}^{-1}\hat{Q}_{i,T}\right)^{-1}\sum_{i=1}^{N}\hat{Q}_{i,T}\hat{V}_{i,T}^{-1}X_i'M_\tau y_i \tag{1.30}$$

(1.30) denklemde X_i' bağımsız değişkenlerden oluşan $T \times k$ boyutlu matris, $M_\tau = I_T - \tau_t(\tau_t{}'\tau_t)^{-1}\tau_t{}'$ eşit olmakla τ_t, $T \times 1$ boyutlu birim matris, $\hat{V}_{i,T_i}$ ise kernel yoğunluk fonksiyonuna dayanan dirençli tahmincidir.

1.3.1.3. Bersvendsen ve Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ Testi

Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen $\tilde{\Delta}$ testi ve Blomquist ve Westerlund (2013) tarafından otokorelasyona ve/veya heteroskedasiteye karşı dirençli olacak şekilde modifiye edilen $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testi birimler arası korelasyonu dikkate almamaktadır. Bersvendsen ve Ditzen (2021), $\tilde{\Delta}$ testinin birimler arası korelasyona karşı güç ve boyut özelliklerini araştırmışlardır.

Literatürde zayıf ve güçlü olacak şekilde iki farklı birimler arası korelasyondan (CSD) bahsedilmektedir. Zayıf birimler arası korelasyon genellikle mekânsal yöntemlerle tahmin edilse de güçlü birimler arası korelasyon zamana özgü faktörler ve faktör yükleri ile modellenmektedir (Chudik vd., 2011: 45-60). Bu faktör yapıları panel veri analizinde ortak etkiler olarak bilinmekte ve bu ortak etkiler Bai (2009) tarafından geliştirilen temel bileşenler (PC) veya Pesaran'ın (2006) CCE tahmincisi

ile modellenebilmektedir. Daha önce de bahsedildiği gibi, CCE tahmincisinin en önemli avantajları, ortak faktör sayının önceden bilinmesine gerek olmaması, birimler arası korelasyonun tüm türlerine (zayıf ve güçlü) karşı, eğim heterojenliği ve birim köklere karşı dirençli olmasıdır. Fakat Chudik ve Pesaran (2015) sonraki araştırmalarında CCE tahmincisinin gecikmeli bağımlı değişkenin ve/veya zayıf dışsal bağımsız değişkenin varlığında dirençli olmadığını belirtmişlerdir. Chudik ve Pesaran (2015) geliştirdikleri Dinamik Ortak Korelasyonlu tahmincisinde (DCCE), CCE tahmincisine bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamalarının ($\bar{Y}_t \; ve \; \bar{X}_t$) gecikmeli değerlerini de dahil ederek CCE tahmincisini genişletmişler:

$$Y_{it} = \varphi_i Y_{it-1} + \alpha_i + \sum_{j=1}^{K} \beta_{ji} X_{jit} + \sum_{l=0}^{\rho} \delta_{il}' \tilde{v}_t + \varepsilon_{yit} \tag{1.31}$$

$$\tilde{v}_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} (x_{jt}, y_{jt}) \tag{1.32}$$

(1.32) denklemde, $\bar{v}_t$ bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamalarını ifade etmekte, ρ ise hesaplanan bu ortalamaların kaç dönem gecikmesinin modele dahil edileceğini göstermektedir. Ampirik olarak $\rho = \sqrt[3]{T} - 1$ olarak önerilmektedir (Chudik ve Pesaran, 2015: 393-420).

Bersvendsen ve Ditzen'in (2021) tarafından geliştirilen CSD Dirençli Delta testi DCCE tahmincisini kapsayacak şekilde genişletilmiş bir eğim parametresinin heterojenlik testidir. Mevcut $\tilde{\Delta}$ testini dirençli hala getirmek amacıyla modeldeki güçlü birimler arası korelasyonu elimine etmek için DCCE tahmincisini kısmen devre dışı bırakmışlardır:

$$\bar{V}_t = \left(\tilde{v}_t, \dots, \tilde{v}_{t-p}\right) \tag{1.33}$$

(1.33) eşitlikte $\bar{v}_t$ bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalaması ve gecikmelerinden oluşan bir vektördür. (1.33) eşitliğinden yararlanılarak aşağıdaki süreç uygulanmakta ve modelde yer alan değişkenler deflate edilmektedir:

$$\bar{M}_{\bar{V}_t} = I_T - \bar{V}_t \left(\bar{V}_t{}' V_t\right)^{-1} V_t{}' \tag{1.34}$$

$$\tilde{Y}_{it} = Y_{it} \bar{M}_{\bar{V}_t} \; , \; \tilde{Y}_{i,t-1} = Y_{i,t-1} \bar{M}_{\bar{V}_t} \; ve \; \tilde{X}_{it} \; = X_{it} \bar{M}_{\bar{V}_t} \tag{1.35}$$

(1.35) eşitliğinden elde edilen değişkenler kullanılarak $\tilde{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}_{HAC}$ test süreçleri uygulanmakta ve $\tilde{\Delta}_{CSA}$ test istatistiği hesaplanmaktadır (Bersvendsen ve Ditzen, 2021: 51-80).

Bersvendsen ve Ditzen (2021) yaptıkları Monte Carlo simülasyonları sonucunda Blomquist ve Westerlund'un (2013) heteroskedasite ve otokorelasyona karşı geliştirdikleri $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testinin boyut ve gücünün birimler arası korelasyonun varlığı durumunda bozulduğunu ve bunun yanı sıra kendilerinin ileri sürdüğü $\tilde{\Delta}_{CSA}$ testinin otokorelasyon, heteroskedasite ve aynı zamanda birimler arası korelasyona karşı daha iyi performansa sahip olduğunu göstermişlerdir.

1.3.2. Birimler Arası Korelasyon Testleri

Birimler arasında korelasyon söz konusu ise bu durum dikkate alınarak panel veri analizi yapılması bulguların doğruluğunu ve güvenilirliğini sağlamaktadır. Birimler arası korelasyonun göz önünde bulundurulmadığı durumda ise analiz sonuçları, sapmalı ve tutarsız hale gelebilmektedir. Ekonomik birimlerin nadiren birbirinden tamamen bağımsız hareket ettiği göz önüne alındığında, birimler arasında korelasyonun belirlenmesi panel veri ekonometrisinde önemli bir rol oynamaktadır. Birimler arası korelasyon genellikle mekânsal yakınlık, modelden dışlanan ortak etkiler ve diğer gözlemlenmeyen ikili korelasyonlardan dolayı ortaya çıkabilmektedir. Birimler arasında korelasyonun varlığı birim ve zaman boyutuna bağlı olarak farklı testlerle test edilmektedir.

1.3.2.1. Breusch-Pagan (1980) LM Testi

Breusch ve Pagan (1980) Lagrange Çarpanı (LM) testi N sabitken, $T \to \infty$ durumlarında hataların korelasyon katsayılarını temel alan bir testtir. LM test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij}^2 \tag{1.36}$$

Burada, $\hat{\rho}_{ij}$ i. ve j. birimleri arasında anlık korelasyonu göstermekte ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_{it} \cdot \hat{u}_{jt}}{\sqrt{\sum_{t=1}^{T} \hat{u}_{it}^2 \cdot \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_{jt}^2}} \tag{1.37}$$

Test istatistiği d=N*(N -1)/2 serbestlik derecesi ile Ki-kare dağılımına sahiptir. Testin temel hipotezi,

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

birimler arasında korelasyon yoktur şeklinde kurulmaktadır. Eğer hesaplanan LM test istatistiği seçilen anlamlılık düzeyindeki kritik değerden büyük hesaplanırsa temel hipotez reddedilmekte ve birimler arası korelasyon vardır kararı verilmektedir. Bu testin, zaman boyutu T'nin, yatay kesit boyutu N'den büyük olduğu durumlarda kullanılması uygundur (Baltagi, 2015: 28).

1.3.2.2. Pesaran (2004, 2015) CD Testi

Hataların birimler arası korelasyonunun karelerinin tahminine dayanan Breusch ve Pagan Lagrange Çarpanı (LM) testi N sabitken, T $\rightarrow\infty$ durumunda geçerli bir testtir. Pesaran'ın (2004, 2015), N'in T'den büyük olduğu durumda önerdiği CD testi, her bir birimden elde edilen regresyonun kalıntıları için hesaplanan korelasyon katsayılarının ortalamasına dayanmakta ve CD test istatistiğinin temel hipotezi,

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

olarak ifade edilmektedir. Temel hipotez tüm birimlerin hataları arasında korelasyonun sıfıra eşit olduğunu göstermektedir. Hipotezin testi için CD test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır (De Hoyos ve Sarafidis, 2006: 485):

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \hat{\rho}_{ij} \qquad (1.38)$$

CD Test istatistiği N $\rightarrow\infty$ durumu geçerli olmadığında Breusch Pagan LM testinde olduğu gibi $d = N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile Ki-kare dağılımına uyarken, N, T$\rightarrow\infty$ durumunda ise CD test istatistiği CD~N (0,1) normal dağılıma uymaktadır. Eğer hesaplanan CD test istatistiği seçilen anlamlılık düzeyindeki kritik değerden büyükse temel hipotez reddedilmekte ve bu durumda birimler arasında korelasyonun var olduğuna karar verilmektedir. CD test istatistiği dengesiz panellerde geçerli olması için aşağıdaki gibi genişletilebilmektedir:

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \sqrt{T_{ij}}\hat{\rho}_{ij} \qquad (1.39)$$

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

Sonraki yıllarda, Chudik, Pesaran ve Tosetti (2011) çalışmalarında farklı düzeyde ortaya çıkabilecek birimler arası korelasyondan bahsetmiş ve zayıf ve güçlü formda birimler arası korelasyona dikkat çekmişler. Zayıf birimler arası korelasyon genellikle mekânsal yöntemlerle tahmin edilse de güçlü birimler arası korelasyon zamana özgü faktörler ve faktör yükleri ile modellenmektedir (Chudik vd., 2015: 45-60). Panel veri analizinde birimler arası korelasyona neden olan ortak faktörlerin gücü olan alfa-α, CD'nin kuvveti (exponent of CD) olarak adlandırılmakta ve $0 < \alpha < 1$ arasında yer almaktadır. Chudik, Pesaran ve Tosetti (2011) birimler arası korelasyonun kuvvetini 4 başlık altında sınıflandırmaktadırlar: zayıf ($\alpha = 0$), yarı zayıf ve $(0 < \alpha < 0.5)$, yarı güçlü $(0.5 < \alpha < 1)$ ve güçlü $(\alpha = 1)$. Zayıf veya yarı zayıf birimler arası korelasyonun ortak faktörlerin sayısı sabitken panele dahil edilen birim sayısının arttığı durumda ortaya çıktığını; bunun tam tersi yani panele alınan birim sayısı sabitken ortak faktörlerin arttığı durumda da yarı güçlü veya güçlü birimler arası korelasyonun ortaya çıktığını savunmaktadırlar. Pesaran (2015), uzun panellerde zayıf birimler arası korelasyonu belirlemek amaçlı standart CD test istatistiğinin temel hipotezini,

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

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

Genel olarak panel veri analizinde birimler arası korelasyonun olmaması durumuna karşı zayıf formda ortaya çıkması daha olası olduğundan test hipotezinin bu şekilde modifiye edilmesi ve bu test sayesinde birimler arası korelasyonun kuvvetinin belirlenebilmesine karar vermek açısından ampirik olarak avantaja sahip olmaktadır.

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

Birimler arası korelasyonu sınamak amaçlı kullanılan bir diğer test sapması düzeltilmiş LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testidir. Breusch ve Pagan (1980) testi, grup ortalaması sıfır ve bireysel ortalamanın ise sıfırdan farklı olduğu durumda sapmalı sonuçlar verecektir. Pesaran, Ullah ve

Yamagata (2008) bu sapmayı, test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek düzeltmiştir. Bu test için LM_{adj} istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} T_{ij}\hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \hat{\mu}_{T_{ij}}}{\sqrt{v_{T_{ij}}^2}} \qquad (1.40)$$

(1.40) denkleminde K modele alınan bağımsız değişken sayısı, $\hat{\mu}_{T_{ij}}$ $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$'nin ortalamasını ve $v_{T_{ij}}^2$ ise varyansı temsil etmektedir. Burada,

$$\hat{\mu}_{T_{ij}} = E\hat{\mu}_{T_{ij}} = E\left[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2\right] = \frac{1}{T-k} T_r\left[E\left(M_i M_j\right)\right] \qquad (1.41)$$

$$v_{T_{ij}}^2 = var\left[(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2\right] = \left\{T_r\left[E\left(M_i M_j\right)\right]\right\}^2 a_{1T} + 2T_r\left\{\left[E\left(M_i M_j\right)\right]\right\}^2 a_{2T} \qquad (1.42)$$

olmakla,

$$a_{1T} = a_{2T} - \frac{1}{(T-k)^2}\,,\; a_{2T} = 3\left[\frac{(T-k-8)(T-k+2)+24}{(T-k+2)(T-k-2)(T-k-4)}\right]^2 \qquad (1.43)$$

olarak hesaplanmaktadır. LM_{adj} test istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılım göstermekte ve testin hipotezleri ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

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

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

H_0 temel hipotezinin α anlamlılık düzeyinde reddedilmesi paneli oluşturan birimler arasında birimler arası korelasyonun olduğuna işaret etmektedir. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) yapılan simülasyonlar sonucunda sapması düzeltilmiş CD testinin faktör yüklerinin kesit ortalamasının sıfıra yakın olduğu ve bu yüzden testin güç kaybına uğradığını belirtmişlerdir. LM_{adj} testinin ise ele alınan panel veri modellerinde dışsallık varsayımın sağlanması ve hataların normal dağılıma sahip olması şartı altında geçerli bir test olduğunu ve bu durumda testin makul gücü koruyarak iyi boyut özellikleri gösterdiği gözlemlemişlerdir. Bu yüzden testin normal dağılımlı hatalara sahip ve dışsallık varsayımı sağlanmış N'nin büyük ve T>k+8 olduğu durumlarda panel veri modellerinde kullanılmasının daha uygun olduğu savunulmaktadır. Özetle, Pesaran, Ullah ve Yamagata (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, Ullah ve Yamagata, 2008: 106).

1.3.2.4 Juodis ve Reese (2022) CD Testi

Juodis ve Reese (2022) yaptıkları çalışmada uygulamada Pesaran (2004, 2015) testinin model spesifikasyonuna karşı duyarlı olduğunu belirlemişler ve CD test istatistiğinde etkileşimli değişken barındıran, iki yönlü sabit etkiler (2WFE) veya CCE tahmincisi kullanan çok faktörlü hata yapısına sahip modellerin artıklara uygulandığı zaman test istatistiğinde sapmalar ortaya çıkabileceğini göstermişler. Bu gibi durumlarda Pesaran CD testi sonucunda yaklaşık $\sqrt{T}$ kadar sapma ortaya çıkmaktadır. Juodis ve Reese (2022) ortaya çıkan sapmanın Rademacher dağılımı kullanılarak yatay kesit kovaryanslarının tesadüfi (randomized) ağırlıklandırılması ile ortadan kaldırılabileceğini vurgulamışlardır. Rademacher ağırlıkları (ω) -1 ve 1 arasında yer alan eşit dağılıma sahip değerlerden oluşmaktadır. Ağırlıklandırılmış CD_W test istatistiği (1.44) denklemi yardımıyla hesaplanmaktadır:

$$\mathrm{CD}_W = \left(\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 w_i^2\right)^{-1}\sqrt{\frac{2}{TN(N-1)}}\sum_{t=1}^{T}\sum_{i=2}^{N}\sum_{j=1}^{i-1} w_i\hat{\varepsilon}_{i,t} w_j\hat{\varepsilon}_{j,t} \quad (1.44)$$

Ağırlıklandırılmış CD test istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılıma uymakta ve çok faktörlü hata yapısına sahip panel veri modellerinde çok iyi bir boyut özelliğine sahip olmaktadır. Yazarlar aynı zamanda çalışmalarında yüksek boyutlu panel veri modellerinde (N ve T'nin çok büyük olduğu durumlarda) tesadüfi ağırlıklandırma sürecinin seçilmesinin testin gücünde bozulmalara neden olacağından CD_w test istatistiğinin Fan vd. (2015) güç geliştirme yaklaşımını izleyerek iyileştirilmesi gerektiğini göstermiş ve CD_w test istatistiğini aşağıdaki şekilde modifiye etmişlerdir:

$$CD_{W+} = CD_W + \sum_{i=2}^{N}\sum_{j=1}^{i-1}\left|\hat{\rho}_{ij}\right| 1\left(\left|\hat{\rho}_{ij}\right| > 2\sqrt{\frac{\ln(N)}{T}}\right) \quad (1.45)$$

Yazarlar yapılan simülasyonlar sonucunda İki Yönlü Sabit Etkiler Modeli (2WFE) ve CCE model hatalarına uygulanan CD_W ve CD_{W+} testlerinin $N \geq T$ olması durumunda iyi bir boyut özelliğine sahip olduğu fakat boyut özelliğinin T'nin kayda değer şekilde N'den büyük olduğu durumlarda bozulduğu göstermektedirler. Aynı

zamanda, CD_W testinin güç özelliğinin T'nin büyüdüğü durumlarda iyileştiği ve CD_{W+} testinin istenilen durumda iyi bir güce sahip olduğu gözlemlenmektedir.

1.3.2.5. Pesaran ve Xie (2022) CD* Testi

Pesaran ve Xie (2022) yaptıkları araştırmalarında, Pesaran (2004, 2015) testinin mekânsal veya ağ (network) ilişkili zayıf birimler arası korelasyona sahip panel veri modellerinde geçerli bir test olduğu fakat Juodis ve Reese (2022) tarafından yapılan tartışmalar üzerine zamana özgü faktörler ve faktör yükleri ile (2WFE modeli veya CCE tahmincisi ile) modellenmesi gereken yarı-güçlü veya güçlü formda birimler arası korelasyona sahip panel veri modellerinde aşırı reddetmeye yöneldiği kararına varmışlar. Aynı zamanda, Pesaran ve Xie (2022) Juodis ve Reese (2021) tarafından geliştirilen CD_W ve CD_{W+} testlerinin güçlü formda birimler arası korelasyona sahip panel veri modellerinde iyi güç ve boyut özelliklerine sahip olduğunu belirtseler de testi geliştirenlerin mekânsal ve ağ ilişkisine sahip panel veri modellerinde testin performansına dair kanıtlar sunmadığını belirtmişlerdir. Buna ek olarak testin mekânsal etkiler gibi zayıf formda birimler arası korelasyona sahip olduğu durumlarda ve özellikle CD_{W+} testinin *N*'in *T*'den çok uzaklaştığı (*N* >> *T*) hataların normal ve normal-olmayan dağılımı fark etmeksizin aşırı reddetmeye yöneldiğini kanıtlamışlar. Bu yüzden Pesaran ve Xie (2022) gizli ortak faktörlerin zayıf ya da güçlü olmasına bakılmaksızın sıfır hipotezi altında N (0,1) asimptotik dağılımına sahip CD* (CD star) testini önermektedirler. CD* test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$CD^*(\theta_n) = \frac{CD + \sqrt{\frac{T}{2}}\theta_n}{1 - \theta_n} \tag{1.46}$$

burada,

$$\theta_n = 1 - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} a_{i,n}^2 \tag{1.47}$$

eşit olmakta ve θ_n faktör yüklerini ifade etmektedir. Pesaran ve Xie (2022) zayıf veya yarı-zayıf formda birimler arası korelasyon ($\alpha < 0.5$) olduğu durumda CD^* testinin CD testine eşit olduğunu fakat güçlü formda ($0.5 < \alpha \leq 1$) birimler arası korelasyonun olduğu durumda ise CD^* testinin kullanılmasını önermektedirler. Bu yüzden pratikte, CD* veya CD testi arasında tercih yapılırken Pesaran (2015) testi yardımıyla birimler arası korelasyonun gücünün tespit edilmesi faydalı olacaktır. Test sonucunda eğer birimler arası korelasyonun güçlü olduğu tespit edilirse bu zaman CD* testi CD testine

tercih edilebilinir. CD* istatistiği N, T→∞ veya $N / T \rightarrow k$ (k bir sabittir) olması durumunda asimptotik normal dağılıma CD*~ N (0,1) uymaktadır.

İKİNCİ BÖLÜM
HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ VE MODELLENMESİ

Zaman serileri ve zaman boyutu içeren panel veri analizinde çeşitli nedenlerden dolayı (savaş, doğal afet, vb.) tahmin edilen parametrelerde zamana bağlı değişiklikler, başka ifade ile yapısal kırılmalar ortaya çıkabilmekte ve yapısal kırılmalar regresyon modellerinde sapmalı ve tutarsız sonuçlar elde edilmesine yol açabilmektedir. Bu yüzden ampirik verilerin doğru analiz edilip yorumlanabilmesi için incelenen serilerde yapısal kırılmaların varlığının ilk önce test edilmesi ve anlamlı bulunan yapısal kırılmaların doğru stratejiler ile modellenmesi gerekmektedir.

Analize konu olan seriler üzerinde doğru regresyon modelleri kurabilmek ve ortaya çıkabilecek yapısal kırılmaları değerlendirebilmek için çeşitli testler ve modelleme yaklaşımları kullanılmaktadır. Bu bölümün ilk kısmında zaman serileri analizinde yapısal kırılmaların grafiksel olarak incelenmesine, dışsal ve içsel olarak belirlenmesi için kullanılan testlere, sonraki kısmında ise homojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların incelenmesi ve modellenmesi yaklaşımlarına yer verilecektir.

2.1. YAPISAL KIRILMALARIN GRAFİKSEL OLARAK İNCELENMESİ

Yapısal kırılmaların geçerli olup olmadığını grafiksel olarak incelenmesine yardımcı olan CUSUM ve CUSUM-SQ testleri Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından geliştirilmiştir. Bu testler regresyon modeli için hesaplanan ardışık kalıntıların incelenmesine dayanmaktadır (Brown, Durbin ve Evans, 1975: 149-150).

2.1.1. CUSUM ve CUSUM-SQ Testleri

CUSUM ve CUSUM-SQ testleri yapısal kırılmaları test etmeye yönelik parametrik olmayan yapısal kararlılığın sınanması için geliştirilmiştir. Regresyon modelinde parametre kararlılığının test eden CUSUM ve CUSUM-SQ testleri Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından önerilmiş ve bu testler tekrarlı-ardışık (recursive) kalıntılara dayanmaktadır. Testin sıfır hipotezi, katsayılar vektörü β'nin modelin kapsadığı bütün dönemlerde değişmediğini, alternatif hipotezin ise katsayıların (veya kalıntı varyanslarının) zamana göre değiştiğini veya istikrarlı olmadığı gösterir. Testin uygulanması için herhangi önsel bir tanımlamaya ve varsayıma gerek duyulmaz. Test sürecinde belirli bir anlamlılık düzeyi için sabit bir üst ve alt sınıra sahip sınırlar çizilir

ve parametre kararlılığı bu sınırlara dayanarak test edilir. Eğer, belirli bir zaman periyodundan sonra regresyon katsayıları değişirse, ardışık kalıntıların beklenen değeri sıfır değerinden uzaklaşacak ve CUSUM çizgisi belirlenen teorik sınırın dışına çıkacaktır. CUSUM çizgisinin herhangi bir zaman noktasında teorik sınırları aşması, sıfır hipotezinin reddedilmesine neden olacaktır. Test süreci için regresyon modeli,

$$y_t = \mathrm{x}_t'\beta_t + e_t \quad , \quad t = 1, \dots, T \tag{2.1}$$

olarak gösterilmekte ve burada e_t bağımsız ve özdeş dağılan (IID) hata terimini ifade etmektedir. Ardışık kalıntılara dayalı CUSUM test istatistiği bir dönem ilerisi için hesaplanan standartlaştırılmış tahmin hatasına bağlı olarak hesaplanmaktadır. Bunun için ilk aşamada ardışık kalıntılar aşağıdaki denklem yardımıyla hesaplanır;

$$e_t^{\mathrm{rec}} = \frac{y_t - \mathbf{X}_t'\hat{\beta}_{t-1}}{\sqrt{1 + \mathbf{X}_t'(\mathbf{X}_{t-1}'\mathbf{X}_{t-1})\mathbf{X}_t}}, \quad t = k+1, \dots, T \tag{2.2}$$

(2.2) denkleminde $\hat{\beta}_{t-1}$, X_t' bağımsız değişkeninin $t-1$ gözlemleri için parametre tahminidir. Testin sıfır hipotezi $H_0: \beta_t = \beta$ tüm dönemler için parametreler istikrarlıdır şeklinde kurulmakta ve sıfır hipotezi altında ardışık kalıntılar $\{e_t^{\mathrm{ree}}\}$ bağımsız ve özdeş olarak dağılmaktadır $N(0, \sigma^2)$. Sonraki aşamada, ardışık kalıntılara dayalı CUSUM istatistiği;

$$C_t^{\mathrm{rec}} = \frac{1}{\tilde{\sigma}} \sum_{j=\mathrm{k}+1}^{j=T} e_j^{\mathrm{rec}} \tag{2.3}$$

şeklinde hesaplanır, burada e_j^{rec} (2.2) denklemden yararlanılarak elde edilen ardışık kalıntılar olmakta ve $\tilde{\sigma}^2 = \left\{\frac{1}{T-k}\right\} \Sigma_{t=k+1}^{T} (e_t^{rec} - \bar{e}_t^{rec})^2$ eşit olmakla ardışık kalıntıların varyansını ifade etmektedir. Özetle, CUSUM istatistiği hesaplanırken ardışık kalıntıların toplamı, elde edilen ardışık kalıntıların standart hatasının oranlanmaktadır (Güriş ve Çağlayan-Akay, 2018: 381). CUSUM istatistiği hesaplandıktan sonra sıfır hipotezini test etmek amaçlı teorik alt ve üst güven sınırları oluşturulur. Brown, Durbin ve Evans (1975), güven sınırlarını oluştururken herhangi bir k noktası için;

$$\pm c \left\{1 + \frac{2(t-k)}{T-k}\right\} \tag{2.4}$$

formülasyonunu kullanmayı önermektedir ve burada c'nin değeri (2.5) formül yardımıyla elde edilir:

$$\Phi(3c) + \exp(-4c^2)\{1 - \Phi(c)\} = 0.5\alpha \quad (2.5)$$

(2.5) formülasyonu kullanıldığında $\alpha = 0.01$ için c=1.143, $\alpha = 0.05$ için c=0.948 ve $\alpha = 0.10$ için c=0.850 olarak hesaplanmaktadır (Güriş ve Çağlayan-Akay: 2018, 382).

Ardışık hata kareleri ile hesaplanan CUSUM testi ile benzer sürece sahip CUSUM-SQ testi, belli bir güven aralığında modelin ardışık hatalarının grafiği çizilerek güven sınırları tespit edilir. Güven sınırları dışına çıkıldığında yapısal değişiklik olduğuna, çıkılmadığında ise yapısal değişiklik olmadığına karar verilir (Brown, Durbin ve Evans, 1975: 151-163).

2.2. YAPISAL KIRILMALARIN DIŞSAL OLARAK BELİRLENMESİ

Ekonomik bir ilişkiyi temsil etmek için doğrusal bir regresyon modeli kullanıldığında, regresyon ilişkisinin iki zaman diliminde sabit kalıp kalmayacağı sorusu ortaya çıkar. Bu soruya cevap bulmak amaçlı iki farklı zaman diliminde yapısal bir değişikliğe neden olan kırılma noktası hem dışsal hem de içsel olarak belirlenerek test edilebilmektedir.

2.2.1. Chow (1960) Testi

Yapısal kırılmaların araştırılması uzun bir geçmişe sahip olmakla birlikte bu testlerin ilklerinden biri Chow (1960) tarafından geliştirilmiştir. Chow (1960) testi yardımıyla doğrusal bir regresyon modelinde yapısal kırılma noktası ilk önce dışsal olarak belirlenmekte ve sonraki aşamada uygun test süreci izlenilerek yapısal kırılmanın geçerliliği test edilmektedir. Bunun için, ilk önce bütün gözlemleri kapsayan regresyon modeli oluşturulur;

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

burada bütün dönem boyunca parametrelerin aynı kaldığı yani parametrelerde yapısal değişiklik olmadığı varsayılmaktadır. Dışsal olarak belirlenen yapısal kırılma tarihi dikkate alınarak yapısal kırılmadan önceki döneme ait regresyon modeli;

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_2 X_t + \varepsilon_{1t} \quad (2.7)$$

olarak ve yapısal kırılmadan sonraki döneme ait regresyon modeli;

$$Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_t + \varepsilon_{2t} \tag{2.8}$$

olarak tahmin edilir. Elde edilen regresyon modelleri kullanılarak Chow (1960) testinin aşamaları aşağıdaki şekilde uygulanır (Gujarati ve Dawn, 2012: 256-258):

I. Bütün gözlemleri kapsayan (2.6) denklemindeki regresyon modeli tahmin edilir ve kalıntı kareleri toplamı $(\mathrm{SSR_R})$ olarak hesaplanır ve serbestlik derecesi $\mathrm{sd} = (\mathrm{n_1} + \mathrm{n_2} - \mathrm{k})$ olarak belirlenir. Burada, $\mathrm{n_1}$ ilk alt döneme ait toplam gözlem sayısını, $\mathrm{n_2}$ ikinci alt döneme ait toplam gözlem sayısını, k ise parametre sayısını ifade etmektedir.

II. (2.7) denklemindeki model kullanılarak birinci alt döneme ait kalıntı kareleri toplamı $(\mathrm{SSR_1})$ $\mathrm{hesaplanır\ ve\ sd} = (\mathrm{n_1} - \mathrm{k})$ olarak belirlenir.

III. (2.8) denklemindeki model kullanılarak ikinci alt döneme ait kalıntı kareleri toplamı $(\mathrm{SSR_2})$ $\mathrm{hesaplanır\ ve\ sd} = (\mathrm{n_2} - \mathrm{k})$, olarak belirlenir. Buradan, iki alt örneklemin bağımsız olduğu varsayılmakta ve $\mathrm{SSR_1}$ ve SSR_2 toplanarak kısıtsız modelin kalıntı kareleri toplamı $(\mathrm{SSR_{UR}})$ bulunabilmektedir. Başka bir ifadeyle $\mathrm{SSR_{UR}} = \mathrm{SSR_1} + \mathrm{SSR_2}$ şeklinde hesaplanır ve serbestlik derecesi $\mathrm{sd} = (\mathrm{n_1} + \mathrm{n_2} - 2\mathrm{k})$ olarak belirlenir.

IV. Yukarıdaki aşamalar uygulandıktan sonra kısıtlı modelin geçerliliğini test etmek amaçlı genel F-testi uygulanmaktadır:

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/k}{SSR_{UR}/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F_{[k,(n_1+n_2-2k)]} \tag{2.9}$$

F-istatistiği pay ve paydada sırasıyla k ve $(n_1 + n_2 - 2k)$ serbestlik derecesi ile F dağılımına uymaktadır. Chow (1960) testinin sıfır hipotezi birinci ve ikinci alt dönem regresyon modellerinin parametrelerinin aynı olduğu veya dışsal olarak belirlenen tarihte yapısal değişlik olmadığı şeklindedir. Hesaplanan F-istatistik değeri kritik değerden büyükse regresyon katsayıları birinci ve ikinci dönemde aynıdır şeklinde kurulan temel hipotez reddedilir ve birinci alt dönem ile ikinci alt dönem regresyon modellerinin birbirinden farklı olduğu sonucuna varılır.

Chow (1960) testi ε_{1t} ve ε_{2t} bağımsız dağılımı, $\varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ ve $\varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$ yani iki alt dönemdeki regresyonun hata terimi de sabit varyanslı(σ^2) olmakta ve normal dağılıma uymaktadır varsayımı altında geçerli bir testtir (Chow,

1960: 591-605). Chow (1960) testi yapısal kırılma testlerinin temelini oluşturan bir test olmasına rağmen kırılma tarihi hakkında önceden bilgi gerektirmesi ve dışsal olarak belirlenmesi testin kullanımını zorlaştırmaktadır; çünkü yapısal kırılma tarihi araştırmacı tarafından her zaman bilinememektedir (Corbacho, 2010).

2.2.2. Benzerlik Oranı (LR), Wald (W) ve Lagrange Çarpanı (LM) Testleri

Chow (1960) testini açıklarken tüm dönem için tahmin edilen kısıtlı model ile alt dönemlere ait kısıtsız modellerin karşılaştırılmasından söz edildi. F testine ek olarak, Benzerlik Oranı (LR), Wald (W) ve Lagrange Çarpanı (LM) testleri kullanılmakla kısıtsız ve kısıtlı modeller karşılaştırılmakta ve yapısal değişiklik olup olmadığına karar verilebilmektedir. Bu testler uygulanırken sıfır hipotezi tahmin edilen parametrelerde yapısal değişiklik olmadığı şekilde, alternatif hipotez ise yapısal değişiklik olduğu şekilde kurulmaktadır. Temel hipotezin reddedilmemesi durumunda, kısıtlı ve kısıtsız modellerin parametreleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir farkın olmadığı, başka değişle yapısal değişikliğin gerçekleşmediği kararı verilmektedir.

Temel hipotezi test etmek amaçlı Benzerlik Oranı (LR) test istatistiği;

$$LR = n\, ln\left(\frac{SSR_R}{SSR_{UR}}\right) \tag{2.10}$$

Wald (W) test istatistiği;

$$W = \frac{SSR_R - SSR_{UR}}{SSR_{UR}/n} \tag{2.11}$$

Lagrange Çarpanı (LM) test istatistiği ise;

$$LM = \frac{SSR_R - SSR_{UR}}{SSR_R/n} \tag{2.12}$$

olarak hesaplanır. Burada SSR_R istatistiği için Chow (1960) testindeki I. adım ve SSR_{UR} istatistiğini hesaplanması içinde II-IV. adımlar izlenilmektedir. LR, W ve LM test istatistikleri k (parametre sayısı) olmakla Ki-kare dağılımına uymaktadır. Hesaplanan her üç test istatistiği seçilen güven düzeyi ve serbestlik derecesine uygun belirlenen Ki-kare tablosundaki kritik değerle karşılaştırılır. Eğer hesaplanan test istatistiği belirlenen kritik değerin üzerindeyse sıfır hipotezi reddedilir ve tahmin edilen

parametrelerde istatistiksel olarak anlamlı bir yapısal değişiklik olduğu kararı verilir (Güriş ve Çağlayan-Akay, 2018: 377-379).

LR, W ve LM sınamaları büyük örneklem sayına gerek duymaktadır ancak çoğu araştırmacı ne yazık ki küçük örneklemlerle çalıştıkları için F testi yeterli olmaktadır. Hata terimleri ister normal dağılsın ister dağılmasın, doğrusal regresyon modellerinde LR, W, LM sınamalarına bakmaya F testine ilave bilgi sağlamadıkları için genelde gerek duyulmamaktadır (Davidson ve MacKinnon, 1993:456). Bu nedenle LR, W ve LM sınamaları doğrusal olmayan modellerde daha önemli hale gelmektedir.

2.3. YAPISAL KIRILMALARIN İÇSEL OLARAK BELİRLENMESİ

2.3.1. Supremum Testler

Bir önceki alt bölümde yapısal değişikliklerin belirlenmesi için bahsi geçen tüm sınamalarda kırılma tarihinin araştırmacı tarafından dışsal olarak belirlenmesine ihtiyaç duyulmaktadır. Fakat uygulamada çoğu zaman yapısal kırılma tarihleri önceden bilinmemektedir. Bu yüzden yapısal kırılma tarihlerinin model tarafından belirlenmesi önemli olmaktadır. Yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesi için önerilen test stratejilerinden biri örnek verideki tüm olası kırılma tarihleri için Wald veya LR test istatistiklerini hesaplamak ve elde edilen istatistiklerden yola çıkarak belirlenmiş seçim kriterine göre yapısal kırılma tarihini belirlemektir. Tüm olası kırılma tarihleri için hesaplanan test istatistikleri arasından seçim kriterlerinin istatistiklerin ortalaması, maksimumu ve üstel ortalaması kullanılabilmektedir. Kullanılan test istatistiklerinin her birinin kısıtlı dağılımı bilinmektedir ancak dağılımları standart değildir. Her test istatistiği yalnızca birçok örnek istatistiğinin bir fonksiyonu olmakla sıfır hipotezi altında bilinmeyen kırılma tarihine de bağlı olmaktadır (Davies, 1987: 33-43).

Tüm olası kırılma tarihleri için hesaplanan test istatistiklerinin maksimumunu seçen testler, Supremum testleri olarak bilinir. Örnek olarak, Supremum Wald testi, tüm olası kırılmalar için elde edilen Wald testlerinin maksimumunu kullanır ve maksimum Wald istatistiğinin hesaplandığı kırılma tarihi içsel olarak yapısal kırılma tarihi olarak belirlenir (Andrews, 1993: 821-856). Supremum testlerinde veri setinin başlangıcına veya sonuna çok yakın tarihler için parametreleri tahmin etmek için yetersiz gözlemler olduğundan, tüm örnek gözlemler kırılma tarihi olarak test edilemez. Bu tanımlama sorunu, örneğin başlangıcına veya sonuna çok yakın

gözlemleri olası kırılma tarihleri kümesinden hariç tutan kırpma (trimming) parametresi ile çözülür. Andrews (1993), araştırmacının optimal kırpma parametresi hakkında başka bilgisi olmadığında %15'lik bir simetrik kırpmayı önerir.

Supremum test istatistiği, örnek veri setindeki olası kırılma tarihi boyunca bir dizi Wald veya LR testinden elde edilen test istatistiğinin maksimum değeridir. Regresyon modelinde herhangi bir yapısal değişikliğin olmadığı sıfır hipotezini test etmek için en yüksek test istatistiği:

$$\text{supremum } S_T = \sup_{b_1 \le b \le b_2} S_T(b) \tag{2.13}$$

olarak belirlenir. Burada, b, T sayıda gözlem içeren zaman serisi için $[b_1, b_2]$ aralığında olası bir kırılma tarihlerini gösterir ve $S_T(b)$ ise olası bir kırılma tarihi için hesaplanan Wald veya LR test istatistiğidir. Supremum testinin ortalama ve üstel versiyonu ise:

$$\text{ortalama } S_T = \frac{1}{b_2 - b_1 + 1} \sum_{b=b_1}^{b_2} S_T(b) \tag{2.14}$$

$$\text{üstel } S_T = \ln\left[\frac{1}{b_2 - b_1 + 1} \sum_{b=b_1}^{b_2} exp\left\{\frac{1}{2} S_T(b)\right\}\right] \tag{2.15}$$

olarak hesaplanır (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 213-214). Her bir test istatistiği standart olmayan limit dağılımına sahip olmakta ve bu testler için p-değerleri Hansen'in (1997) makalesinde önerilen şekilde hesaplanmaktadır. Yapılan testlerde elde edilen p-değeri belirlenen anlamlılık düzeyinin altındaysa regresyon modelinde yapısal kırılma olmadığı şekilde kurulan sıfır hipotezi reddedilir (Hansen, 1997: 60-67).

Ele alınan testler kullanılarak sadece tek sayıda yapısal kırılma tarihi içsel olarak belirlenebilmektedir. Birden fazla yapısal kırılma olması durumunda ise Bai ve Perron (2003) tarafından geliştirilen ve yapısal kırılmaların beş kırılmaya kadar içsel olarak belirlenmesine yardımcı olan farklı hipotez testleri kullanılabilmektedir.

2.3.2. Bai ve Perron (1998, 2003) Testi

Bai ve Perron (1998, 2003) yapısal değişikliklerin sınanması için testleri, kırılma tarihleri için güven aralıklarını, kırılma sayısını seçme yöntemlerini, kırılma tarihlerinin tahminlerinin tutarlılığını ve onları hesaplamak için etkili algoritmalar gibi

çeşitli konuları çoklu yapısal kırılmaların belirlenmesi bağlamında kapsamlı bir şekilde ele alınmasını sağlamıştır (Perron ve Qu, 2006: 373). Bai ve Perron (1998) çalışmalarında hata kareler toplamının minimum değerlerini hesaplayan doğrusal bir modelde en küçük karelerle tahmin edilen çoklu yapısal değişiklikleri tahmin etmek için bir dinamik programlama algoritması geliştirmişlerdir. Doğrusal regresyon modelinde, birkaç farklı test stratejisi ile anlamlı yapısal kırılmaları bularak ilişkileri rejimlere ayıran bu yaklaşım *m* kırılma (m+1 rejim) ile aşağıdaki çoklu doğrusal regresyon modeli oluşturulmuşlardır:

$$y_t = x_t'\beta + z_t'\delta_j + \varepsilon_t$$

$$t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \;\; ve \;\; j = 1, \dots, m+1 \qquad (2.16)$$

Modelde y_t bağımlı değişken, $x_t(px1)$ ve $z_t(qx1)$ ortak değişkenlerin vektörü, β ve $\delta_j(j = 1, \dots$,m+1) karşılık gelen katsayı vektörü, ε_t hata terimlerini göstermektedir. $T_1, \dots, T_m$ bilinmeyen kırılma noktalarıdır. Buradaki temel amaç (y_t, x_t, z_t) T sayıda gözlemden oluşan veri setinden yola çıkarak kırılma noktaları ile bilinmeyen β ve δ_j katsayılarını tahmin etmektir. Ancak eşitlikte $p = 0$ olduğunda, tüm katsayıların değişebileceği saf bir yapısal değişim modeli (pure structural change model) elde edilir (Bai ve Perron, 1998: 49).

Her bir m bölümü $(T_1, \dots, T_m)$ için, β ve δ_j 'nin ilişkili en küçük kareler tahminleri, artıkların kareler toplamını en aza indirilerek aşağıdaki gibi elde edilir (Bai ve Perron, 2003: 3):

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \Sigma_{i=1}^{m+1} \Sigma_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta - z_t'\delta_i]^2 \qquad (2.17)$$

$\hat{\beta}(\{T_j\})$ ve $\hat{\delta}(\{T_j\}), \{T_j\}$ ile belirtilen verilen m bölümüne $(T_1, \dots, T_m)$ dayalı tahminleri belirtsin. Bunları objektif fonksiyonda ikame etmek ve elde edilen hata karelerin toplamını $S_T(T_1, \dots, T_m)$ olarak göstermek için tahmini kırılma noktalarıdır $(\widehat{T_1}, \dots, \widehat{T_m})$,

$$(\widehat{T_1}, \dots, \widehat{T_m}) = \text{argmin}_{\lambda_1, \dots, \lambda_m \in A_\epsilon} S_T(T_1, \dots., T_m) \qquad (2.18)$$

burada tüm bölümleri $(T_1, \dots, T_m)$ devralan minimizasyon ile $T_t - T_{t-1} \geq h = T_\epsilon$ olacak şekilde ifade edilir. Regresyon parametresi tahminleri, $\{\widehat{T_j}\}$ m-bölümü ile ilişkili tahminlerdir. M ≥ 2 olduğu zaman hesaplama yükü fazla olacağından bu tahminleri etkili bir şekilde hesaplamak için dinamik bir programlama algoritmasına dayanan bir

yöntem Bai ve Perron (2003) tarafından sunulmuştur. Bai ve Perron (2003) yapısal kırılmaların belirlenmesi amacıyla farklı hipotez testleri geliştirmektedir:

i. Global L yapısal kırılma testi

Bai ve Perron (1998), testin sıfır hipotezi regresyon denkleminde kırılma olmadığı $(\mathrm{m}=0)$ hipotezine karşı regresyon denkleminde k sayıda kırılma $(\mathrm{m}=\mathrm{k})$ olduğunu sınayan supF tipi bir test önermiştir. R, $(R\delta)' = (\delta_1' - \delta_2', \dots, \delta_k' - \delta_{k+1}')$ 'in tanımlandığı şekilde matris olmak üzere:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T}\left(\frac{T-(k+1)q-p}{kq}\right)\hat{\delta}' R'\left(R\hat{V}\left(\hat{\delta}\right)R'\right)^{-1}R\hat{\delta} \qquad (2.19)$$

olarak ifade edilir ve burada, $\hat{V}(\delta), \hat{\delta}$ in varyans kovaryans matrisidir. Andrews (1993) ve diğerlerini takiben test:

$$supF_T(k; q) = F_T\left(\lambda_1, \dots, \hat{\lambda}_k; q\right) \qquad (2.20)$$

şeklinde ifade edilir. Burada $\left(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_k\right)$ genel hata karelerinin toplamını minimum yapan kırılma tarihlerinin tahmin edicilerdir (Bai ve Perron, 2003: 74).

ii. İkili Maksimum kırılma testi

Bai ve Perron'un (2003) bir başka hipotez testi regresyon modelinde üst sınır (M) verildiğinde bilinmeyen sayıda kırılmaya karşı yapısal kırılma bulunmadığını ifade eden sıfır hipotez testi uygulanmaktadır. Bunlara ikili maksimum testler denir. Birincisi, $UD\max F_T(M, q) = \max_{1\le m\le M} F_T\left(\lambda_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q\right)$ tarafından tanımlanan eşit ağırlıklı bir sürümdür, burada $\hat{\lambda}_j = \frac{\hat{T}_j}{T}(j = 1, \dots, m)$ en az $h = \epsilon T$ uzunluğundaki segmentleri varsayarak, hata kareleri toplamının küresel olarak en aza indirilmesi kullanılarak elde edilen kırılma noktalarının tahminleridir. Bu testin sınırlayıcı dağılımı $\max_{1\le m\le M} \sup_{(\lambda_1,\dots,\lambda_m)\epsilon\Lambda_\epsilon} F(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q)$ olarak ifade edilir.

İkinci test, marjinal p değerleri m değerleri arasında eşit olacak ve $\mathrm{WDmax}\, F_T(M, q)$ olarak gösterilecek şekilde ağırlık uygular:

$$WDmaxF_T(M, q) = \min_{1\uplus m\le M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} F_T\left(\lambda_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q\right)$$
$$\Rightarrow \max_{1\le m\le M} \frac{c(q, q, 1)}{c(q, \alpha, m)}(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\epsilon F(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \qquad (2.21)$$

Burada q testin önem seviyesine (α) bağlı olan ağırlıkları ifade eder ve $c(q,\alpha,m)$, α anlamlılık seviyesi için $F_T(\lambda_1,\dots,\lambda_m;q)$ asimptotik kritik değerdir. Ağırlıklar daha sonra $\alpha_1 = 1$ ve $m > 1$ için $\alpha_m = \frac{c(q,\alpha,1)}{c(q,\alpha,m)}$ olarak tanımlanır (Bai ve Perron, 2003: 76).

iii. Ardışık yapısal kırılma testi

Ardışık sup $F_T(\,s+1 \mid s\,)$ istatistiği s sayıda kırlmanın bulunduğunu ifade eden temel hipoteze karşı $s+1$ sayıda kırılma olduğunu ifade eden alternatif hipotezi test etmektedir. Test, $\hat{T}_{i-1}$ ile $\hat{T}_i (i = 1,\dots,s+1)$ gözlemlerini içeren her segmente uygulanır. Hata karelerinin toplamının (ek bir aralığın dahil olduğu tüm segmentlerde) toplam minimum değeri, s kırılma modelinden alınan hata karelerinin toplamından yeterince küçükse, $s+1$ kırılmalarına sahip bir model lehine red sonucuna varılmaktadır. Bu şekilde seçilen son kırılma tarihi, toplam minimum hata kareler toplamıyla ilişkilendirilen tarih olmaktadır (Bai ve Perron, 2003: 79).

iv. Bilgi Kriterlerine dayalı kırılma testi

Bai ve Perron (1998, 2003) çoklu yapısal kırılma sayısının belirlenmesi amacıyla bilgi kriterleri önermişlerdir. Yao (1988) Bayesian Bilgi Kriterlerinin (BIC) kullanılmasını önerirken Liu, Wi ve Zidek (1997) modifiye edilmiş bir Schwarz kriterini (LWZ) önermektedir. Perron (1997) yaptığı bir çalışmada AIC bilgi kriterinin kötü bir performans sunduğunu BIC ve LWZ bilgi kriterlerinin hatalarda seri korelasyon olmadığında makul derecede iyi performans gösterdiğini; ancak seri korelasyon varlığında gerçek olandan çok daha yüksek bir değer gösterebileceğini ortaya koymuştur. Hatalarda seri korelasyon olmadığında, gecikmeli bir bağımlı değişken mevcut olduğunda, gecikmeli bağımlı değişkenin üzerindeki katsayısı büyük olduğunda BIC kötü performans göstermektedir.

Bai ve Perron (1998, 2003) testinin doğru sonuçlar vermesi için en az bir kırılma olup olmadığını görmek için ilk önce İkili Maksimum testlerden UD_{max} veya WD_{max} testlerine bakılır. Eğer bunlar en az bir kırılma olduğunu gösterirse kırılmaların sayısı kırılma tarihleri için küresel minimizasyonlar kullanılarak oluşturulan $\mathrm{supF}_T(\,l+1 \mid l\,)$ istatistiklerinin sırasıyla incelenmesine dayanarak kararlaştırılabilir. Bu şekilde yöntemin uygulanması en iyi sonuçları vermektedir.

2.4. YAPISAL KIRILMALARIN MODELLENMESİ

2.4.1. Yapısal Kırılmanın Modellenmesinde Kukla Değişken Yaklaşımı

Zaman serisi modellerinde yapısal değişikliği modellemek amaçlı genel olarak kukla değişkenler yaklaşımından yararlanılmaktadır. Yapısal kırılmanın ister içsel, isterse de dışsal belirlenme durumu fark etmeksizin kukla değişken yaklaşımı kullanılabilmektedir. Önemli olan araştırmacı veya kullanılan test sonucunda anlamlı bir yapısal kırılma tarihinin belirlenmesidir. Yapısal değişikliğin modele kukla değişken olarak eklenmesi durumunda kukla değişkenin modelin sabit ve/veya bağımsız değişken katsayılarımı etkileme durumuna göre üç ayrı özellik gösterir. Bu durumda,

I. Sadece modelin ortalamasında (sabit parametresinde) yapısal kırılmanın gerçekleşmesi
II. Sadece eğim katsayılarında yapısal kırılmanın gerçekleşmesi
III. Hem model ortalamasında hem de eğim katsayısında yapısal kırılmanın gerçekleşmesi ortaya çıkabilir (Dikmen, 2018: 172-174).

Örneğin panel veri regresyonunda sadece ortalamadaki bir yapısal değişiklik modellenmek istenirse (2.22) denklem,

$$Y_{\mathrm{it}} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{\mathrm{it}} + \beta_2 D_{\mathrm{t}} + u_{it} \tag{2.22}$$

sadece eğim katsayılarında yapısal kırılma modellenmek istenirse (2.23) denklem,

$$Y_{\mathrm{it}} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{\mathrm{it}} + \beta_2 X_{it} D_{\mathrm{t}} + u_{it} \tag{2.23}$$

hem modelin ortalamasında hem de eğim katsayısında yapısal kırılma modellenmek istenirse (2.24) denklemi,

$$Y_{\mathrm{it}} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{\mathrm{it}} + \beta_2 D_{\mathrm{t}} + \beta_3 X_{it} D_{\mathrm{t}} + u_{it} \tag{2.24}$$

kullanılabilinmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 222-226).

2.4.2. Yapısal Kırılmanın Modellenmesinde Veriyi Bölme Yaklaşımı

Yapısal kırılmayı modellerken alternatif yaklaşımlardan biri de veriyi bölme yaklaşımıdır. Bu yaklaşım kukla değişken yaklaşımı ile tamamen aynı matematiksel ve istatistiksel özelliklere sahiptir. Veriyi bölme yaklaşımının kullanılmasının avantajı ise katsayıların karşılaştırma grubuna gerek duymadan direkt olarak

yorumlanabilmesidir. Panel veri regresyonunda sadece ortalamadaki bir yapısal değişiklik veriyi bölme yaklaşımı ile modellenmek istenirse (2.25) denklemi,

$$Y_{\mathrm{it}} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2\mathrm{t}} + \beta_3 X_{\mathrm{it}} + u_{it} \tag{2.25}$$

kullanılır. Bu denklemde D_{1t} kırılma döneminden önce 1 değeri ve sonrasında 0 değeri alan bir kukla değişken, D_{2t} ise kırılma döneminden önce 0 değeri ve sonrasında 1 değeri alan bir kukla değişken olmaktadır. Dikkat edilirse bu şekilde modelleme yaklaşımında modelin tahmin edilebilmesi için sabit parametre modelden düşürülmesi gerekir. Tahmin sonrasında elde edilen $\hat{\beta}_1$ ve $\hat{\beta}_2$ katsayıları sırasıyla kırılma döneminden önceki ve sonraki dönem için bağımlı değişkenin ortalamasını temsil etmektedir (Garcia ve Perron, 1996; Bai, 1997).

Veriyi bölme yaklaşımı ile sadece eğim katsayılarında yapısal kırılma modellenmek istenirse (2.26) denklemi,

$$Y_{\mathrm{it}} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{1\mathrm{it}} + \beta_2 X_{2it} + u_{it} \tag{2.26}$$

kullanılır. Bu denklemde X_{1it} kırılma döneminden önce bağımsız değişkenin mevcut değerlerini ve sonrasında 0 değeri alan, X_{2it} ise kırılma döneminden önce 0 değeri ve sonrasında bağımsız değişkenin mevcut değerlerini alan değişkenler olmaktadır. Dikkat edilirse bu şekilde modelleme yaklaşımında modelin eğim parametrelerinde değişim modellendiği için sabit parametre modelden düşürülmemektedir ve sabit parametre her iki dönem (kırılmadan öncesi ve sonrası için) ortak kabul edilmektedir. Tahmin sonrasında elde edilen β_1 ve β_2 katsayıları sırasıyla kırılma döneminden önceki ve sonraki dönem için bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerinde etkisini göstermektedir (Pauwels, Chan ve Mancini-Griffoli, 2012).

Panel veri modelinin hem ortalamasında hem de eğim katsayısında yapısal kırılma modellenmek istenirse (2.27) denklemi,

$$Y_{\mathrm{it}} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2\mathrm{t}} + \beta_3 X_{1\mathrm{it}} + \beta_4 X_{2it} + u_{it} \tag{2.27}$$

kullanılır. Dikkat edilirse bu şekilde modelleme yaklaşımında modelin hem sabit hem de eğim parametrelerinde değişim modellendiği için sabit parametre modelden düşürülmektedir. Tahmin sonrasında elde edilen, β_1 ve β_2 katsayıları sırasıyla kırılma döneminden önceki ve sonraki dönem için bağımlı değişkenin ortalamasını, β_3 ve β_4

katsayıları sırasıyla kırılma döneminden önceki ve sonraki dönem için bağımlı değişkenin bağımlı değişken üzerinde etkisini göstermektedir.

(2.27) denkleminin özellikleri ve istatistiksel çıkarımları aynı kalmakla birlikte modellemeyi veriyi farklı rejimlere bölerek de modellemek mümkündür. Bu şekilde uygulama yapıldığında kırılma döneminden önceki dönemde yer alan tüm verileri kapsayan ilk rejim modelinin ve kırılma sonrası dönemde yer alan tüm verileri kapsayan ikinci rejim modelinin oluşturulması mümkündür (Hansen, 2001):

$$\begin{cases} Y_{\mathrm{it}} = \alpha_{0i} + \alpha_1 X_{\mathrm{it}} + e_{it} & t \leq TB \; için \\ Y_{\mathrm{it}} = \beta_{0i} + \beta_1 X_{\mathrm{it}} + u_{it} & t > TB \; için \end{cases} \tag{2.28}$$

(2.28) denkleminde TB yapısal kırılmanın gerçekleştiği tarihi ifade etmektedir. İlk denklem kırılma döneminden önceki rejimi ifade ederken, ikinci denklem sonraki dönemi ifade etmektedir. Modelde hem sabit hem de eğim parametreleri zamana göre değiştiği için bu şekilde modelleme rejim değişikliği modellenmesi olarak da nitelendirilmektedir.

2.5. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ

Bu bölümde homojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların zamana göre homojen ve heterojen olmak üzere iki farklı başlık altında incelenecektir.

2.5.1. Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Zamana göre Homojen Olarak Belirlenmesi

Ditzen vd. (2021) yaptıkları çalışmada homojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaları homojen (ortak) olarak belirlemeye çalışmışlardır. Yapılan çalışmada N birim, T zaman boyutuna sahip ve s kadar yapısal kırılmaya sahip panel veri modeli:

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_j + e_{i,t}, \tag{2.29}$$

şeklinde gösterilmektedir. Burada $t = T_{j-1}, \dots, T_j$ ve $j = 1, \dots, s+1$ olmak üzere zaman boyutu $T_0 = 0$ başlamakta $T_{s+1} = T$ kadar davam etmektedir. Modelde, s sayıda kırılma olduğu zaman $s+1$ kadar rejim tahmin edilmekte ve her rejim j olmak üzere $T_{j-1}, \dots, T_j$ gözlemlerini kapsamaktadır. Kırılma yapısını göstermek amacıyla rejimler aşağıdaki şekilde geniş formda gösterilebilinmektedir;

$$
\begin{aligned}
y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_1 + e_{i,t} \text{ for } t = T_0, \dots, T_1, \\
y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_2 + e_{i,t} \text{ for } t = T_1, \dots, T_2, \\
&\vdots \\
y_{i,t} &= x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_{s+1} + e_{i,t} \text{ for } t = T_s, \dots, T_{s+1}
\end{aligned} \tag{2.30}
$$

Burada $N = 1$ olduğu zaman model zaman serisi modeline dönüşmekte ve $N > 1$ olduğu durumda ise panel veri modeli olmaktadır. Burada $y_{i,t}$ modelin bağımlı değişkenini, $e_{i,t}$ modelin hata terimlerini, $x_{i,t}$ ve $w_{i,t}$ ise $p \times 1$ ve $q \times 1$ boyutunda matris olarak modelin bağımsız değişkenlerini ifade etmektedir. $x_{i,t}$, bağımsız değişkenleri yapısal kırılmalardan etkilenmezken, $w_{i,t}$ değişkenleri yapısal kırılmalardan etkilenmektedir. $x_{i,t}$, bağımsız değişkenlerinin de yapısal kırılmalardan etkilenmesi istendiği özel bir durumda $x'_{i,t}\beta$'nin sıfır olarak sınırlandırılması gerekir. Daha açık olarak, bazı bağımsız değişkenlerde yapısal kırılmanın gerçekleşmemesi durumu varsa $x'_{i,t}$ ve $w'_{i,t}$ değişkenleri ayrı ayrı tahmin edilecektir, fakat tüm bağımsız değişkenlerde yapısal kırılma varsa $w'_{i,t}$ bağımsız değişken kümesi yeterli olacaktır.

Ditzen vd. (2021) Pesaran'ın (2006) CCE tahmincisine benzer şekilde birimler arası korelasyonu önlemek ve gerçekleşen yapısal kırılmaları doğru tahmin etmek amaçlı (2.29) denkleme ortak faktör yüklerini eklemektedirler. Bunun ana nedeni gerçekleşen yapısal kırılma tarihlerini belirlenmeden önce, tutarlı hipotez testleri ve kırılma tarihlerinin belirlenmesi için birimler arası korelasyonun elimine edilmesini sağlamaktır. Gözlemlenmeyen ortak etkilerin bilinmesi durumunda model aşağıdaki şekilde geliştirilebilmektedir:

$$
y_{i,t} = x'_{1,t}\beta + w'_{1,t}\delta_j + f'_t\gamma_t + \varepsilon_{1,t} \tag{2.31}
$$

(2.31) modeli EKK yöntemi ile tahmin edilebilir, fakat faktör yükleri her zaman kesin olarak bilinmemektedir ve bunun için faktör yüklerini temsil etmek amaçlı araç değişkenler kullanılmaktadır. Bu araç değişkenler, $\bar{x}_t = N^{-1}\Sigma_{i=1}^{N} x_{i,t}$ ve $\bar{w}_t = N^{-1}\Sigma_{i=1}^{N} w_{i,t}$ olmakla zamana göre yatay kesit ortalamalardan oluşmaktadır:

$$
y_{i,t} = x'_{i,t}\beta + w'_{i,t}\delta_j + \bar{x}'_t a_i + \bar{w}'_t b_{i,j} + \varepsilon_{i,t} \tag{2.32}
$$

Yatay kesit ortalamaları asimptotik olarak gözlemlemek, gerçek faktör yüklerini gözlemlemek kadar iyi olduğundan, denklemdeki bağımsız değişkenler asimptotik olarak dışsaldır ve modelin EKK kullanılarak tahmin edilebileceği anlamına gelir. Bu şekilde yatay kesit ortalamaların eklenmesi Pesaran'ın (2006) CCE tahmin edicisindeki ile aynı mantığa sahiptir, ancak burada temel fark bağımlı değişkenin

yatay kesit ortalamasının modele dahil edilmemesidir. Eğer, N=1 ise bu zaman model bir zaman serisi modeli olacaktır ve tanım gereği bilinmeyen faktörleri tahmin etmek için kullanabileceğimiz hiçbir kesitsel varyasyon (eklenmesi gereken yatay kesit ortalaması) olmayacaktır. Dolayısıyla, bu durumda faktör yükleri bilinmelidir ve bu nedenle tahmin edilecek model Bai ve Perron'un (1998) belirlediği denkleme dönüşmektedir.

Ditzen vd. (2021) homojen panel veri modelinde yapısal kırılmayı belirlemek amaçlı 5 farklı model önermektedir:

Tablo 2.1: Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Homojen Olarak Belirlenmesi için Kullanılan Modeller

Model No	Modelin Açıklaması	Model Gösterimi
1	Sabit terimsiz HEKK kullanılarak eğimde yapısal kırılmanın belirlenmesi	$y_{i,t} = \beta_1 x_{i,t} + S_{1s} Z_{i,t,s} + e_{it}$
2	HEKK kullanılarak eğimde yapısal kırılmanın belirlenmesi	$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{i,t} + S_{1s} Z_{i,t,s} + e_{it}$
3	HEKK kullanılarak sabit ve eğimde yapısal kırılmanın belirlenmesi	$y_{i,t} = \beta_1 x_{i,t} + S_{0s} + S_{1s} Z_{i,t,s} + e_{it}$
4	Sabit Etkiler modelinde eğimde yapısal kırılmanın belirlenmesi	$y_{i,t} = A_i + \beta_1 x_{i,t} + S_{1s} Z_{i,t,s} + e_{it}$
5	Sabit Etkiler modelinde sabit ve eğimde (rejimde) yapısal kırılmanın belirlenmesi	$y_{i,t} = A_{i,s} + \beta_1 x_{i,t} + S_{1s} Z_{i,t,s} + e_{it}$

Yazarlar panel için yapısal kırılmanın bulunmasını bu 5 farklı model üzerinden ele almışlardır; ilk 3 model HEKK tahmincisi kullanarak, son 2 model ise SE tahmincisine dayanarak yapısal kırılmaları belirlemektedir. Model 1 sabit parametresiz ve sabit etkileri dikkate almadan yani orijinden geçen regresyona dayanarak sadece eğimde yapısal kırılmaları belirlemektedir. Model 2 HEKK tahmincisini kullanarak sabitli modeli dikkate alsa da sadece eğimde yapısal kırılmayı belirlemektedir. Model 3 ise HEKK tahmincisini kullanarak hem sabitte hem de eğimde yapısal kırılmayı belirlemektedir.

Uygulamada genel olarak panel veri modellerinde anlamlı birim etkiler mevcut olduğundan Model 4 ve Model 5'in kullanılması daha avantajlıdır. Model 4 sadece

eğimde Model 5 ise eğimde ve sabit etkilerde yapısal kırılmaları dikkate almaktadır. Dikkat edilecek nokta SE modeli üzerinde yapısal kırılma belirlenirken sabit ifadesi kullanılmamakta ve β_0 ifadesi A_i ifadesi ile yer değişmektedir, bunun ana nedeni SE modelinde sabitin grup-içi dönüşüm sonrasında modelden düşmesi ve sabitte herhangi bir kırılmanın belirlenmesini olanaksız olmasıdır. Sabit Etkiler modeline dayanarak yapısal kırılma belirlenirken belirli bir yıldan sonra eğim ve/veya birimlerin etkiler farklılaştığından eğimde ve eğimle birlikte sabit etkilerde (rejimde) yapısal kırılmalar dikkate alınmaktadır.

Ditzen vd. (2021) kendi yaklaşımlarında Bai ve Perron (1998, 2003) yaklaşımı ile benzer olan ve literatürde standart yaklaşım olarak kabul görülen hata karelerinin toplamını en aza indirecek kırılma tarihlerini tahmin etmektedirler;

$$\hat{\mathcal{T}}_s = \arg\min_{\mathcal{T}_s \in \mathcal{T}_{s,\varepsilon}} SSR(\mathcal{T}_s) \tag{2.33}$$

burada $\mathcal{T}_s = \{T_1, \dots, T_s\}$ s kadar yapısal kırılma tarihlerinin genel gösterimi olmakta ve dışsal olarak belirlenmektedir.

Ditzen vd. (2021) homojen panel veri modellerinde bulunan yapısal kırılmaların geçerliliğini test etmek ve yapısal kırılma sayısının belirlenmesi için farklı hipotez testleri önermektedir;

Hipotez (A) – bu hipotez sıfır hipotezi altında kırılma olmamaya karşı alternatif hipotez olan belirlenen *s* sayıda kırılmayı test eder. Yapısal kırılmanın bilinmesi durumunda bu test Chow (1960) testi ile tamamen aynı sonucu verir. Yapısal kırılmanın bilinmemesi durumunda ise 2.3.1 başlığı altında tartışılan Supremum testlerin birden çok kırılmaya genişletilmiş versiyonuna dönüşür. Eğer kırılma zamanı olan $\mathcal{T}_s$ bilinmiyorsa, pratikte de bilindiği üzere Supremum F istatistik değeri:

$$F(s) = \sup_{\mathcal{T}_s \in \mathcal{T}_{s,\epsilon}} F(\mathcal{T}_s)$$

$$\mathcal{T}_{s,\epsilon} = \left\{(T_1, \dots, T_s) : T_{j+1} - T_j \geq \epsilon T, T_1 \geq \epsilon T, T_s \leq (1-\epsilon)T\right\} \tag{2.34}$$

şeklinde hesaplanır ve burada, ϵ araştırmacı tarafından belirlenen kırpma parametresi olmakla $\mathcal{T}_{s,\epsilon}$ kırılma tarihleri kümesini ifade etmektedir. Kırpma parametresinin uygulanmasının nedeni ise veri setinin uç noktalarında yapısal kırılmaları sınırlandırmaktır. Bu test için kritik değerler F dağılıma uymakta ve s

kırılma sayısı olmakla serbestlik derecesi $N(T-p-(s+1)q)-p-(s+1)q$ şeklinde hesaplanmaktadır.

Hipotez (B) - bu hipotez sıfır hipotezi altında kırılma olmamaya karşı alternatif hipotez olan belirlenen sayıdan başlayarak maksimum kırılmaya kadar $1 \leq s \leq s_{\max}$ kırılmaları test eder ve teste ilişkin WDmax maksimum test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$\mathrm{WDmax}F(s_{\max}) = \max_{1\leq s\leq s_{\max}} \frac{c_{\alpha,1}}{c_{\alpha,s}} \mathrm{s}\ \ F(s) \tag{2.35}$$

burada $c_{\alpha,s}$ belirlenen anlamlılık düzeyinde ve kırılma sayısında hesaplanan $\sup F(s)$ istatistiğinin kritik değerini, $c_{\alpha,1}$ ise bir kırılma için $\sup F(s)$ istatistiğinin kritik değerini ifade eder. $\frac{c_{\alpha,1}}{c_{\alpha,s}}$ şeklinde ağırlıklandırmanın uygulanması için test istatistiğinde ağırlıklı üst istatistiklerin marjinal p-değerlerinin hepsinin eşit olmasını sağlar.

Hipotez (C) - bu hipotez sıfır hipotezi altında *s* sayıda kırılma sayısına karşı, alternatif hipotez altında *s+1* kırılmayı test eden sıralı bir hipotez testidir. Sıralı hipotez, uygulamada en fazla kullanılan hipotezdir ve gereksiz sayıda fazla yapısal kırılma seçilmesini önler. $\hat{\mathcal{T}}_s = \{\hat{T}_1, \ldots, \hat{T}_s\}$ tahmin edilen yapısal kırılması kümesi olmakta ve Hipotez (C) için test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$F(s+1 \mid s) = \sup_{1\leq j\leq s+1} \sup_{\tau\in\hat{\mathcal{T}}_{j,c}} F\left(\tau \mid \hat{\mathcal{T}}_s\right) \tag{2.36}$$

Burada $\hat{\mathcal{T}}_s$ sıfır hipotezi altında ele alınan *s* sayıda yapısal kırılmayı, alternatif hipotez altında $\tau\ (s+1)$ yapısal kırılma sayısına karşı test etmekte ve alternatif hipotez aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir;

$$\hat{\mathcal{T}}_{j,\epsilon} = \left\{\tau : \hat{T}_{j-1} + \left(\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1}\right)\epsilon \leq \tau \leq \hat{T}_j - \left(\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1}\right)\epsilon, \hat{T}_0 = 0, \hat{T}_{s+1} = 1\right\} \tag{2.37}$$

Burada, $\hat{\mathcal{T}}_{j,\epsilon}$ kümesi, j-1 ile j kırılma arasındaki kırılma kümesini ifade eder. Eğer sıralı hipotez $F(s+1 \mid s)$ olarak belirlenmişse 0 kırılma 1 kırılmaya karşı, 1 kırılma 2 kırılmaya karşı, 2 kırılma 3 kırılmaya karşı vs. olarak sıralı bir şekilde test edilmektedir. Genel olarak yazarlar bu testin uygulanmasını önermektedirler eğer test sonucunda 0 kırılmaya karşı 1 kırılma bulunursa ilk kırılma tarihi belirlenir, ikinci aşamada 1 kırılma 2 kırılmaya karşı test edilir eğer yine sıfır hipotezi reddedilirse 2.kırılma tarihi belirlenir ve bu süreç sıfır hipotezi reddedilmeyene kadar devam ettirilir.

Ditzen vd. (2021) önerilen testlerin homojen panel veri modellerinde uygulanmasını ve yapısal kırılmaların tüm birimler boyunca homojen (ortak) tarihte gerçekleştiğinin varsayılmasını önermektedir. Ek olarak yapılan testlerde tüm bağımsız değişkenlerde yapısal kırılmalara izin verilmesi isteniyorsa bağımsız değişkenlerin tümünde yapısal kırılmaların aynı tarihte gerçekleştiği durum dikkate alınarak hipotezler sınanmaktadır. Önerilen yöntemin önemli avantajı ise homojen paneller için heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyonun aynı zamanda kontrol edilebilmesidir.

2.5.2. Homojen Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Zamana göre Heterojen Olarak Belirlenmesi

Bir önceki başlık altında eğim parametresine göre homojen olan panel veri modellerinde yapısal kırılmaların tüm birimler ve tüm bağımsız değişkenler için ortak olarak yani homojen olarak belirlenmekteydi. Fakat pratikte makroekonomik değişkenlerin ekonomik krizlerden ve diğer dışsal şoklardan aynı zamanda ve aynı ölçüde etkilenmediğini gözlemlenmektedir. Başka değişle modelde yer alan bağımsız değişkenlerin aynı zamanda yapısal kırılmaya uğraması ve hızlı bir şekilde bağımlı değişken üzerinde farklı boyutta etki yaratması her zaman gerçekleşmemektedir. Bu nedenle sadece belirli bir yılda katsayıları kırılmaya uğratmak ve farklı rejim altında incelemek yerine katsayıların tüm zaman boyunca değiştiğini varsaymak daha esnek bir yaklaşım olacaktır.

Sun vd. (2009) parametrik olan Sabit Etkiler modelini parametrik olmayan (non-parametric) Kernel regresyon yaklaşımı ile birleştirerek Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (Time Varying Fixed Effects-TVFE) modelini geliştirmişlerdir. Sun vd. (2009) tamamen parametrik olmayan tahminci kullanmak yerine bu şekilde yarı parametrik (semiparametric) bir yaklaşımın kullanılmasının daha avantajlı olduğunu bu modelleme stratejisinin değişkenlere ait parametrik çıkarımların yapılmasına izin verilmesine yardımcı olacağını savunmaktadırlar. Özetle, TVFE modeli özel durum olarak hem saf parametrik olmayan modeli hem de kısmen doğrusal regresyon modelini içerir.

Sun vd. (2009) genellikle TE modeli için gerekli varsayımların pratikte modeller tarafından desteklenmediğini düşündüklerinden, daha çok sabit etkili değişen katsayı panel veri modelinin tahminine vurgu yapmakta ve bilinmeyen yumuşak değişimli (smooth) katsayıları tahmin etmek için yerel doğrusal regresyon yöntemini kullanmayı

önermişlerdir. Yerel doğrusal regresyon yaklaşımıyla birleştirilen EKK yöntemi, bilinmeyen yumuşak geçişli katsayıların tutarlı tahmin edicisini üretmek için kullanılır ve zaman boyutu büyük olduğunda asimptotik olarak iyi özellik gösterir.

Sun vd. (2009) TVFE modelini aşağıdaki şekilde ifade etmektedirler;

$$Y_{it} = X_{it}^{\top}\theta(Z_{it}) + \mu_i + v_{it} \qquad i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, m \tag{2.38}$$

burada ortak değişken kümesi $Z_{it} = \left(Z_{it,1}, \dots, Z_{it,q}\right)^{\top}$ q boyutunda, $X_{it} = \left(X_{it,1}, \dots, X_{it,p}\right)^{\top}$ bağımsız değişken kümesi ise p boyutundadır. $\theta(\cdot) = \left\{\theta_1(\cdot), \dots, \theta_p(\cdot)\right\}^{\top} p$ sayıda bilinmeyen fonksiyonu ifade etmektedir; ve diğer değişkenler skalerdir. X_{it} değişkenlerinin hiçbiri Z_{it}'den elde edilemez ve bunun tam tersi de geçerlidir. Tesadüfi hata terimi olan v_{it} sıfır ortalamaya ve bağımsız özdeş dağılıma (*IID*) sahiptir, model varyansı $\sigma_v^2 > 0$ olarak hesaplanmakta ve μ_j, Z_{js} ve X_{js} olmakla i, j, s ve t boyutlarından bağımsız olmaktadır. Başka değişle, modelin hata varyansı zamandan, birimlerden ve değişkenlerden bağımsızdır. Aynı zamanda, gözlemlenmeyen birim etkileri ifade eden μ_i bağımsız özdeş dağılıma sahiptir (*IID*) ve varyansı sıfırdan büyüktür $\sigma_\mu^2 > 0$. SE modeli dikkate alındığında birim etkiler olan μ_i'nin Z_{it} ve/veya X_{it} ile korelasyona sahip olmasına izin verilmektedir.

TVFE modeli basit bir örnekle ifade edersek, Y_{it} değişkeni bireylerin t zamanındaki geliri olduğunu; X_{it}'nin ise bireylerin t zamanındaki eğitim süresi olduğunu varsayalım. Z_{it} ise t zamanında bireylerin yaşını ifade etsin. Bu durumda SE modelinde yer alan μ_i bireylerin gözlemlenmeyen etkilerini örneğin onların IQ düzeyini ifade edecektir. Bu problemde ekonomistler, gözlemlenemeyen bireysel yetenek faktörlerini kontrol ettikten sonra, eğitimin gelir üzerindeki marjinal etkileriyle ilgilenirler. Bu nedenle, kişinin yüksek veya düşük yetenekli olup olmadığına bakılmaksızın, ek bir eğitim yılının gelir üzerindeki marjinal etkisi önem kazanmaktadır. Bu basit örnekte, eğitim ve gelirin olumlu yönde ilişkili olduğuna inanmak mantıklıdır, fakat gözlemlenmemiş bireysel etkiler kontrol edilmezse, eğitimin gelir üzerindeki gerçek marjinal etkileri olduğundan fazla (yani, yukarı yönlü bir eğilimle) tahmin edilir. Bu yüzden eğer araştırmacı eğitimin gelir üzerindeki etkisinin zamana göre değişimine izin vermek istiyorsa, TVFE modeli $\theta(\cdot)$ fonksiyonunun tahmin edilmesine gerek duyar. $\theta(\cdot)$ fonksiyonunu tahmin etmek için farklı parametrik olmayan lokal düzleştirme yöntemleri (nonparametric local

smoothing methods) mevcuttur. Bunlar içerisinde en uygun görülen Kernel bazlı yöntemlerin uygulanmasıdır. Kernel fonksiyonunun seçiminde özellikle etkinlik önemli olmaktadır. Bu tezin uygulama kısmında etkinliği 1'e yakın olduğu için Gausssan (Normal) Kernel fonksiyonu kullanılacaktır. Uygun Kernel fonksiyonuna karar verildikten sonra kolaylıkla düzleştirme parametresi (bandwith) tahmin edilebilir ve zamana göre değişen katsayılar düzleştirilerek yapısal değişikliğin zamana göre yumuşak geçişli olduğu varsayılır. Kernel fonksiyonu için ise düzleştirme parametresinin seçiminde çeşitli yaklaşımlar bulunsa da bunlar içerisinde son dönemlerde en kabul görmüş yaklaşım çapraz geçerlilik (cross-validation) seçicisidir. En küçük kareler çapraz geçerlilik seçicisi birleştirilmiş hata karelerinin minimizasyonu ile düzleştirme parametre değerini seçmektedir. En küçük kareler çapraz geçerlilik seçicisinde amaç öngörü hatasının minimizasyonu olduğundan öngörü değerlerinin daha az sapmalı fakat daha yüksek varyanslı olacaktır (Çağlayan-Akay, 2012). Bu yüzden bağımsız değişkenlerin standart hataları hesaplanırken standart yaklaşım yerine Bootstrap standart hataların kullanımı uygun olmaktadır (Cases ve Ruben, 2022).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM
HETEROJEN YAPISAL KIRILMALARI DİKKATE ALAN HETEROJEN PANEL VERİ TAHMİNCİLERİNİN TÜRETİLMESİ

Yeni politika uygulaması, pandemi veya büyük teknolojik şoklardan kaynaklanan parametre kararsızlığının T boyutunun büyük olduğu panel veri modellerinde yani daha uzun bir zaman dilimi kapsayan modellerde meydana gelmesi daha olası olmaktadır. Bu yüzden, yapısal değişikliklerin göz ardı edilmesi, tutarsız tahminlere ve geçersiz çıkarımlara yol açabilmektedir.

Baltagi, Feng ve Kao (2016, 2019) yaptıkları araştırmalarda, panel veri regresyon modellerinde yapısal değişiklikleri geniş bir şekilde incelemektedirler. Heterojen bir panel regresyon modelini ele alındığında ve bilinmeyen homojen yapısal kırılmalara izin vererek, genel çok faktörlü hata yapısına sahip heterojen paneller için Pesaran'ın (2006) CCE tahmincisi kullanılabilinmektedir. Baltagi, Feng ve Kao (2019) heterojen panel veri modellerinde ortak (homojen) yapısal kırılma noktalarını tahmin etmek için Bai (1998, 2010) tarafından önerilen en küçük kareler yöntemi uygulamış ve tahmin edilen değişim noktalarının tutarlı olduğunu tespit etmişler. Sonuç olarak, Baltagi, Feng ve Kao'nun (2019) çıkarımlarına göre heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmanın tüm panel veri birimlerinde homojen olarak aynı anda gerçekleşme durumunda Bai ve Perron (1998, 2010) yaklaşımının CCE tahmincisi ile aynı asimptotik dağılıma sahip olduğu kararına varmışlardır. Fakat birinci bölümdeki tartışmalar üzerine CCE tahmincisinin asimptotik özellikleri N ve T'nin sonsuza yaklaşması durumunda iyi sonuçlar gösterdiğinden N boyutunun T'den küçük olduğu durumlarda ortak yapısal kırılmaların alternatif tahmincilerin türetilmesine ve yeni modelleme stratejilerine gerek duyulmaktadır. Bu nedenle, bu bölümde eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde yapısal kırılmaların birimlere özgü olarak heterojen yapıda belirlenmesine ve belirlenen yapısal kırılmaları dikkate alan tahmincilerin türetilmesine odaklanılacaktır. Ekonometride güncel literatür dikkate alınarak bu bölümün ilk kısmında heterojen yapısal kırılmalar kukla değişkenlerle kontrol edilerek incelenirken, ikinci kısımda yapısal değişikliğin yumuşak geçişli yapıya sahip olduğu varsayılarak yapısal kırılmalar Fourier fonksiyonları ile kontrol edilecektir.

3.1. HETEROJEN PANEL VERİLERDE YAPISAL KIRILMALARIN BELİRLENMESİ

Eğim parametresine göre heterojen panel veri modellerinde sabitte yapısal kırılmalar tek kırılmalı olarak 2.3.1 başlığı altında incelenen Supremum testler ve çok kırılmalı olarak 2.3.2 başlığı altında incelenen Bai ve Perron (1998, 2003) testleri ile belirlenebilmektedir. Homojen panel verilerinden farklı olarak heterojen panel veri modellerinde söz konusu olan testler tüm panele uygulanması yerine her bir birime ait bireysel regresyon modellerine uygulanmaktadır;

$$\text{(Model 1) } y_t = \alpha + x_t\beta + (t \geq b)\delta + \epsilon_t \tag{3.1}$$

$$\text{(Model 2) } y_t = \alpha + x_t\beta + (t \geq b)x_t\delta + \epsilon_t \tag{3.2}$$

$$\text{(Model 3) } y_t = \alpha + x_t\beta + (t \geq b)\delta + (t \geq b)x_t\delta + \epsilon_t \tag{3.3}$$

Burada panel veri modellerinde Model 1 sabitte kırılmaları, Model 2 eğimde kırılmaları ve Model 3 ise sabit ve eğimde (rejimde) kırılmaları göstermektedir. α sabit parametreyi, x_t sabit bağımsız değişken(ler) kümesini, β bağımsız değişken(ler)in katsayı(lar) tahminini, $(t \geq b)$ Supremum testlerle belirlenen ve en önemli tek yapısal kırılma tarihini temsil eden kukla değişkeni, δ ise onun katsayısını ifade etmektedir. ϵ_t sıfır ortalama ve normal dağılıma sahip hata terimidir. Eğer bireysel regresyon modellerinde yapısal kırılma sayısının birden çok olduğu Bai ve Perron (1998, 2003) testleriyle belirlenirse, Model 1-3 birden çok sayıda yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde genişletilebilir;

Model 1:

$$y_t = \alpha + \mathrm{x}_t\beta + (b_1 \leq t < b_2)\delta_1 + (b_2 \leq t < b_3)\delta_2 + \cdots + (b_m \leq t)\delta_5 + \epsilon_t \tag{3.4}$$

Model 2:

$$y_t = \alpha + \mathrm{x}_t\beta + \mathrm{x}_t\{(b_1 \leq t < b_2)\delta_1 + (b_2 \leq t < b_3)\delta_2 + \cdots + (b_5 \leq t)\delta_5\} + \epsilon_t \tag{3.5}$$

Model 3:

$$y_t = \alpha + \mathrm{x}_t\beta + (b_1 \leq t < b_2)\delta_1 + (b_2 \leq t < b_3)\delta_2 + \cdots + (b_m \leq t)\delta_5 + \\ + \mathrm{x}_t\{(b_1 \leq t < b_2)\delta_1 + (b_2 \leq t < b_3)\delta_2 + \cdots + (b_5 \leq t)\delta_5\} + \epsilon_t \tag{3.6}$$

Burada panel veri modellerinde Model 1 sabitte kırılmaları, Model 2 eğimde kırılmaları, Model 3 ise rejimde kırılmaların göstermektedir. $b_1, \ldots, b_m$ Bai ve Perron (1998, 2003) testiyle belirlenmiş ikiden fazla olmakla $m \geq 2$ maksimum beş sayıda

(m=5) yapısal kırılma tarihlerine ilişkin kukla değişkenleri ve δ_1, δ_2, … δ_5 ise onların katsayılarını ifade etmektedir.

3.2. YAPISAL KIRILMALARIN KESKİN GEÇİŞLİ OLARAK BELİRLENMESİ

3.2.1. Yapısal Kırılmalarla Genişletilmiş SBSUR Tahmincisi

3.1 başlığı altında tartışıldığı üzere eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde birimlere ait regresyon modellerinde sabitte, eğimde veya rejimde yapısal kırılmalar belirlendikten sonra belirlenen yapısal kırılmalarla birlikte birimler arası korelasyonu dikkate alacak şekilde modelin tahmini gerekir. Bu durumda hem birimlere ait eğim parametrelerindeki heterojenliği hem de hata terimleri arasında birimler arası korelasyonu dikkate alan Zellner (1962) Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) modeli uygun bir model olacaktır.

Zelner (1962) SUR (Seemingly Unrelated Regression) modeli, birbirinden bağımsız ancak birlikte modellenmesi gereken birden fazla regresyon denklemi için kullanılan bir modeldir. SUR modeli, her bir regresyon denklemini ayrı ayrı tahmin ederken bu denklemler arasındaki korelasyonu da dikkate alır ve bu sayede bir denklemdeki tahmin hatalarının diğer denklemlerdeki tahmin hatalarını etkilediği durumlar için daha doğru bir yaklaşım uygulanır (Baltagi, 2022: 149).

SUR modeli, aynı zamanda panel verilerin yapısı dikkate alındığında panel veri analizinde yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Bilindiği üzere panel veriler aynı kişiler, işletmeler veya bölgeler gibi farklı birimlerin belirli bir süre boyunca tekrarlanan ölçümlerini içerir. SUR modeli, panel veri analizinde her bir birim için ayrı bir regresyon denklemi kurmak yerine regresyon modelini aynı anda birlikte tahmin eder. Örneğin, ekonomik büyümeyi belirlemek için ülkeler bazında ayrı ayrı denklemler oluşturulabilir. Bu denklemler birbirinden bağımsız olduğu varsayıla bilir, ancak ülkelerin birbirine yakın olması veya aynı ekonomik dinamiklerden etkilenmesi sebebiyle birbirleriyle ilişkili olabilirler ve bu panel veri analizinde birimler arası korelasyon olarak ortaya çıkar. Bu nedenle panel verilerin analizinde diğer yöntemlerle kıyaslandığında SUR modeli birimler arası korelasyonu dikkate aldığı için daha güvenilir sonuçlar verir ve ayrı ayrı regresyon denklemleri kurmanın getirdiği sorunları giderir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 72).

EKK tahmincisi ekonomik olayların zaman içinde değişmesi sonucunda tek denklemli modellerin açıklanmasında ekonometride en yaygın kullanılan tahmin

yöntemlerden biridir. EKK tahmincisi SUR modelinin temelidir ve SUR modelinde denklemlerin tamamı EKK ile tahmin edilebilmektedir. Ancak, EKK yöntemiyle tek tek tahmin edilen modeller sapmasız olmasına rağmen etkin değildir. Bu yüzden Zellner'e (1962) göre, eğer denklemler arasındaki hata terimleri yüksek korelasyonlu ise, SUR modeli ile oluşturan denklemlerin ortak kestirimi etkinlik bakımından üstünlük sağlayacaktır (Aksakal, 2011; 54). Bu sebeple, SUR modeli birimler arası korelasyonu göz önüne alan diğer modellere alternatif olarak düşünülebilinir (İsmiç, 2015; 267).

Panel veri analizinde n tane birim sayısı dikkate alınırsa denklem (3.1) dikkate alınarak sabitte yapısal kırılmalı SBSUR (Structural Break Seemingly Unrelated Regression) modeli;

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \alpha_1 + \beta_{11}X_{11t} + \beta_{12}X_{12t} + \cdots + \beta_{1kt}X_{1\mathrm{k}t} + (t \geq b_1)\delta_1 + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= \alpha_2 + \beta_{21}X_{21t} + \beta_{22}X_{22t} + \cdots + \beta_{2kt}X_{2\mathrm{k}t} + (t \geq b_2)\delta_2 + \varepsilon_{2t} \\ &\vdots \\ y_{\mathrm{n}t} &= \alpha_2 + \beta_{\mathrm{n}1}X_{\mathrm{n}1t} + \beta_{\mathrm{n}2}X_{\mathrm{n}2t} + \cdots + \beta_{\mathrm{n}kt}X_{\mathrm{n}kt} + (t \geq b_{\mathrm{n}})\delta_{\mathrm{n}} + \varepsilon_{\mathrm{n}t} \\ (t &= 1,2,\dots,T) \end{aligned} \tag{3.7}$$

şeklinde yazılabilir. Denklem 3.7'de n panele dahil olan birim sayısı olmakla α_{n0} her bir birime ait regresyon modelinin sabit parametresini, k modele dahil edilen bağımsız değişken sayısı olmakla X_{nk} her birime ait bağımsız değişkenleri, β_{nk} ise bağımsız değişkenlerin katsayısını ifade etmektedir. $b_1, \dots, b_n$ ise her bir birime ait Supremum testlerle belirlenmiş birim bazlı tek sayıda en anlamlı yapısal kırılmayı temsil etmektedir. $\delta_1,\ \delta_2,\ \dots\ \delta_n$ yapısal kırılma tarihlerine dikkate alarak türetilmiş kukla $(t \geq b_n)$ değişkenlerinin tahmin edilen ve yapısal kırılmanın sabit parametrede yarattığı değişikliği gösteren katsayı değerini ifade etmektedir. Dikkat edilmesi gereken durum homojen tahmincilerden farklı olarak burada yapısal kırılmaların birimlere özgü olarak heterojen yapıda belirlenmesidir. Denklem 3.7, eğimde yapısal kırılmayı gösteren Denklem 3.2, rejimde yapısal kırılmayı gösteren Denklem 3.3 ve aynı zamanda birden çok yapısal kırılmayı dikkate alan Denklem 3.4-3.6 dikkate alınarak genişletilebilir.

SBSUR modelinin varsayımları SUR modelinin varsayımları ile aynıdır ve SBSUR modelinin varsayımları aşağıdaki şekilde sıralanabilir (Erdugan, 2012; 24).

I. Birimlerin hata terimleri birbiriyle ilişkilidir:

$$\mathrm{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = \mathrm{E}(\epsilon_{it}\epsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0, \mathrm{i} \neq \mathrm{t} \quad \mathrm{t} = 1,2,\dots,\mathrm{T} \quad \mathrm{i,j} = 1,2,\dots,\mathrm{N} \tag{3.8}$$

II. Her bir birime ait hata terimleri sabit varyanslıdır veya birimlere göre heteroskedastisite mevcut değildir:

$$\mathrm{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{it}) = \mathrm{Var}(\epsilon_{it}) = \sigma_{ii}^2 \tag{3.9}$$

III. Birimlere ait hata terimleri kendi içerisinde otokorelasyona sahip değildir:

$$\mathrm{Cov}(\epsilon_{it}, \epsilon_{is}) = \mathrm{E}(\epsilon_{it}\epsilon_{is}) = 0,\ \mathrm{t} \neq \mathrm{s} \tag{3.10}$$

IV. Birimlere ait hata terimlerinin beklenen değeri sıfıra eşit olmakla normal dağılıma sahiptir:

$$\mathrm{E} = (\epsilon_i) = 0,\ \mathrm{i} = 1,2,\dots,\mathrm{n} \tag{3.11}$$

İlk üç varsayım geçerliyse kovaryans matrisi aşağıdaki şekilde ifade edilir (Sezer, 2006; 41);

$$\mathrm{Cov}(\epsilon_i, \epsilon_j) = \mathrm{E}(\epsilon_i, \epsilon_j') = \mathrm{E}\left(\begin{bmatrix}\epsilon_{1i}\\ \epsilon_{2i}\\ \vdots\\ \epsilon_{ni}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\epsilon_{1j}\epsilon_{2j}\dots\epsilon_{nj}\end{bmatrix}\right) = \begin{pmatrix}\epsilon_{1i}\epsilon_{1j} & \epsilon_{1i}\epsilon_{2j} & \dots & \epsilon_{1i}\epsilon_{nj}\\ \epsilon_{2i}\epsilon_{1j} & \epsilon_{2i}\epsilon_{2j} & \dots & \epsilon_{2i}\epsilon_{nj}\\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots\\ \epsilon_{ni}\epsilon_{1j} & \epsilon_{ni}\epsilon_{2j} & \dots & \epsilon_{ni}\epsilon_{nj}\end{pmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix}\sigma_{ij} & 0 & \cdots & 0\\ 0 & \sigma_{ij} & \cdots & 0\\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots\\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{ij}\end{bmatrix} = \sigma_{ij}\mathrm{I}_n \tag{3.12}$$

Yukarıda belirtilen varsayımlardan II, III ve IV varsayımları EKK tahmincisinin varsayımları olduğu halde ilk varsayım olan birimlerin hata terimlerinin aynı zamanda ilişkili olması SBSUR modeline özgü bir varsayımdır. Bu varsayımın yapılmasının ana nedeni model yapısının birimler arası korelasyona izin vermesinden kaynaklanmaktadır. Bu varsayımlara ek olarak panel verilerde kullanılan SBSUR modelinin zaman boyutunun birimden büyük olma şartı $(\mathrm{T} > \mathrm{N})$ aranmakta (Aksakal ve Cilan, 2015: 244) ve etkinlik kaybının yaşanmaması için birim boyutunun 10'dan küçük veya eşit olması $(\mathrm{N} \leq 10)$ istenilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 73).

SBSUR modelinde parametre tahminlerinin yapılması için Denklem 3.12'de belirtilen varyans-kovaryans (var-cov) matrisinin nasıl tahmin edileceğine karar verilmesi önemli olmaktadır. SUR modelinde her bir birime ait

regresyon denkleminin EKK ile tahmin edilmesi sapmasız, tutarlı fakat etkin olmayan parametre tahminlerine yol açacağından birimler arası korelasyonu dikkate alan SBSUR modeli Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) ile tahmin edilmektedir. EKK ile birleştirilmiş modellere GEKK uygulanabilir ve EKK ile birleştirilmiş denklemler sistemi aşağıdaki şekilde ifade edilir (Greene, 2012: 292-294):

$$\begin{bmatrix} \mathrm{y}_1 \\ \mathrm{y}_2 \\ \vdots \\ \mathrm{y}_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathrm{X}_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \mathrm{X}_2 & \dots & 0 \\ & & \vdots & \\ 0 & 0 & \dots & \mathrm{X}_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \mathrm{N} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} = \mathrm{X}\beta + \varepsilon \tag{3.13}$$

(3.13) denkleminin tahmini için GEKK kullanılabilinir. t gözlem için hataların $N \times N$ ortak-varyans matrisi şöyledir:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2N} \\ & \vdots & & \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \cdots & \sigma_{NN} \end{bmatrix} \tag{3.14}$$

Ortak varyans matrisi dikkate alındığında GEKK için gerekli olan Ω (omega) matrisi elde edilir ve sonuç olarak GEKK tahmincisi kullanılarak parametre tahminleri aşağıdaki şekilde tahmin edilir;

$$\hat{\beta} = [\mathrm{X}'\Omega^{-1}\mathrm{X}]^{-1}\mathrm{X}'\Omega^{-1}\mathrm{y} \tag{3.15}$$

3.15 denklemini daha geniş ifade edersek şunu elde ederiz:

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}\mathrm{X}_1'\mathrm{X}_1 & \sigma_{12}\mathrm{X}_1'\mathrm{X}_2 & \cdots & \sigma_{1\mathrm{N}}\mathrm{X}_1'\mathrm{X}_N \\ \sigma_{21}\mathrm{X}_2'\mathrm{X}_1 & \sigma_{22}\mathrm{X}_2'\mathrm{X}_2 & \cdots & \sigma_{2\mathrm{N}}\mathrm{X}_2'\mathrm{X}_N \\ \sigma_{\mathrm{N}1}\mathrm{X}_N'\mathrm{X}_1 & \sigma_{\mathrm{N}2}\mathrm{X}_N'\mathrm{X}_2 & \cdots & \sigma_{\mathrm{NN}}\mathrm{X}_N'\mathrm{X}_N \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^{N} \sigma_{1\mathrm{j}}\mathrm{X}_1'\mathrm{y}_j \\ \sum_{j=1}^{N} \sigma_{2\mathrm{j}}\mathrm{X}_2'\mathrm{y}_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^{N} \sigma_{\mathrm{Nj}}\mathrm{X}_N'\mathrm{y}_j \end{bmatrix} \tag{3.16}$$

GEKK tahmincisinin, sıradan en küçük karelerden en önemli farkı denklemlerin hata terimleriyle birbirine bağlı veya birimler arası korelasyona sahip olmasından kaynaklanmaktadır. Zellner (1962), Dwivedi ve Srivastava (1978) tarafından sıradan EKK yerine GEKK kullanmanın ne kadar etkinlik sağladığı ile ilgili bazı özel durumlar ayrıntılı olarak incelemiştir:

i. Eğer denklemler ilişkisizse, yani $i \neq j$ için $\sigma_{ij} = 0$ ise, başka değişle birimler arası korelasyon yoksa, GEKK tahmin edicisinin bir üstünlüğü bulunmamaktadır. Dolayısıyla GEKK, bireysel denklemlere uygulanan EKK tahmincisine eşittir.
ii. Eğer denklemlerde birimler bazında birbirine eşit birim değişmezi değişkenleri ($\mathrm{X}_i = \mathrm{X}_j$) varsa EKK ile GEKK özdeştir. Bu durum bağımsız değişkenlerin tüm panel için aynı değerlere sahip, fakat bağımlı değişken değerleri farklılık gösteren panel veri seti için düşünebilir. Örnek olarak bankaların karlılık oranlarının tahmininde enflasyon, ekonomik büyüme gibi genel makro iktisadi verilerin kullanılması durumu gösterilebilir.
iii. Bir denklem sisteminde açıklayıcı değişkenler başka bir denklem sisteminin altkümesi ise, daha küçük denklem kümesinin tahmininde GEKK, EKK'dan daha etkin değildir. Başka değişle 2 önemli bağımsız değişkenli denklemler sistemiyle kurulan modelin GEKK tahmincisi, 3 önemli bağımsız değişkenle kurulan denklemler sisteminin EKK ile tahmininden daha etkin değildir. Bunun temel nedeni dışlanan değişkenden dolayı ortaya çıkan birimler arası korelasyonun önemli ortak değişkenin modele dahil edilmesi durumunda giderilmesidir.

Genellikle SBSUR kullanmanın etkinlik avantajı iki önemli duruma bağlıdır. Birincisi birimler arası korelasyon ne kadar fazlaysa, ikincisi birimlere ait regresyon denklemlerinin bağımsız değişkenler kümesi olan X matrisleri arasında ilişki ne kadar azsa GEKK daha etkindir (Greene, 2012: 295).

3.2.2. Heterojen Panel Veriler için SBSUR-MG Tahmincisi

SBSUR tahmincisi ile birimler bazında yapısal kırılmalar dikkate alınarak her bir birime ait bağımsız ve yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişken katsayıları birim bazlı tahmin edilmektedir. Bu yüzden elde edilen bağımsız değişken katsayılarının ortalaması alınarak SBSUR-MG tahmincisi elde edilebilinir. SBSUR-MG tahmincisi aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$\hat{\beta}^{SBSUR-MG} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \hat{\beta}_i^{SBSUR} \tag{3.17}$$

Burada, $\hat{\beta}_i^{SBSUR}$ SBSUR modelinin GEKK ile tahminini gösteren (3.15) denklemden elde edilen bağımsız değişken katsayılarını, N ise panele dahil olan

toplam birim sayını gösterir. SBSUR-MG tahmincilerinin varyansı parametrik olmayan bir yaklaşımla hesaplanmaktadır:

$$var\left(\hat{\beta}^{SBSUR-MG}\right) = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\beta}_i^{SBSUR} - \hat{\beta}^{SBSUR-MG}\right)\left(\hat{\beta}_i^{SBSUR} - \hat{\beta}^{SBSUR-MG}\right)' \quad (3.18)$$

Burada, $\hat{\beta}_i^{SBSUR}$ denklem 3.15'ten elde edilen bireysel regresyon katsayılarını $\hat{\beta}^{SBSUR-MG}$ ise denklem 3.17'den elde edilen ortalama katsayısını ifade etmektedir. N ise panele dahil olan toplam birim sayını gösterir. SBSUR-MG tahmincisinin varyansı hesaplanırken genel varyans hesaplama stratejisi kullanılarak ilk önce her bir bağımsız değişken katsayısının ortalamadan sapmasının kareleri hesaplanır sonraki aşamada ise $N(N-1)$ serbestlik derecesiyle düzeltme yapılır. SBSUR-MG tahmincisi varyansı hesaplandıktan sonra katsayıların standart hatası z-istatistikleri ve z-istatistiklerine bağlı olasılık değerleri hesaplanabilmektedir.

3.3. YAPISAL KIRILMALARIN YUMUŞAK GEÇİŞLİ OLARAK BELİRLENMESİ

Yapısal kırılmaların kukla değişkenlerle kontrol edilmesi ekonometride başarılı bir şekilde uygulanan bir stratejidir. Fakat özellikle yapısal kırılmaların birden fazla olması durumunda modele fazla sayıda kukla değişkenin veya onların bağımsız değişkenlerle etkileşiminin eklenmesi modelde serbestlik derecesi kaybına ve küçük örneklemlerde özellikle çoklu doğrusal bağlantıdan dolayı parametre sapmalarına yol açmaktadır. Bunun yanı sıra küçük örneklemlerde eklenen kukla değişkenleri katsayı değerleri yapısal kırılmadan önceki ve sonraki dönemlerde keskin değişmekte ve ekonomik gerçekliği doğru bir şekilde yansıtmamaktadır. Bu nedenle yapısal kırılmaların modelde fazla serbestlik derecesi kaybına yol açmadan yumuşak geçişli olarak belirlenmesi önemli olmaktadır. Bu amaçla zaman serisi analizinde Fourier yaklaşımı geniş bir şekilde uygulanmaktadır.

Son dönemlerde Fourier yaklaşımı panel veri analizinde birim kök testlerine ve eşbütünleşme testlerine başarılı bir şekilde uygulanmaktadır. Örnek olarak Yılancı ve ark. (2022) eşik değerli panel Fourier birim kök testini (Threshold Panel Fourier Unit Root Test). Omay vd. (2017) doğrusal olmayan hata düzeltme tabanlı küçük örneklemler için Fourier panel eşbütünleşme testini ve Olayeni vd. (2020) kesirli frekans esnek Fourier panel eşbütünleşme testini geliştirmişler. Bu yüzden Fourier

yaklaşımı kullanılarak heterojen panel verilerde yapısal kırılmaların esnek ve heterojen yapıda ele alınmasında fayda vardır.

3.3.1. Fourier Fonksiyonu ile Genişletilmiş FSUR Tahmincisi

Ekonometride model parametrelerinin istikrarsızlığı iki temel sorun olarak kendini gösterir. İlk olarak ekonometristler parametre istikrarsızlığının olup olmadığından veya böyle bir istikrarsızlık varsa bunun ne şekilde ortaya çıktığından emin olmayabilir. İkinci olarak ise parametre istikrarsızlığı, yapısal kırılmalardan, bilinmeyen bir formda ortaya çıkan mevsimsel etkilerden veya regresyon denkleminde ihmal edilen önemli bir değişkenden kaynaklanabilir. Bunlardan ilk sorunu çözmeye yönelik parametrelerde istikrarsızlık veya zamana göre değişim olup olmadığını araştıran Chow (1960) testi, Andrews (1993) ve Hansen (1992) testleri geniş bir şekilde uygulanmaktadır. İkinci sorunun ele alınması ise daha zordur. Burada, modele mevsimsel etkileri yakalamak veya bir veya daha fazla yapısal kırılmayı temsil etmek için kukla değişkenler dahil etmek mümkündür. Benzer şekilde, modele ek açıklayıcı değişkenlerin dahil edilmesi, parametrelerdeki değişikliğin altında yatan nedeni yakalayabilir. Fakat sorunun kaynağının tam olarak bilinmediği durumlarda parametre istikrarını sağlamak o kadar da kolay olmamaktadır. Bu nedenle Fourier yaklaşımı ekonometride çeşitli faydalar sağlamaktadır.

İlk olarak, Fourier yaklaşımı, zamanın mutlak olarak integrallenebilir herhangi bir noktasındaki değişimi yakalayabildiği için iyi bir alternatiftir. Ayrıca, yapısal değişimin, genellikle geleneksel kukla değişkenler tarafından modellenen ani ve keskin değişikliklerden ziyade, genellikle kademeli ve yumuşak geçişli olabileceğine dair literatürde artan bir farkındalık vardır (Leybourne vd., 1998; Lin ve Teräsvirta, 1994). Bu yüzden yapısal değişikleri kademeli ve yumuşak geçişli olarak açıklamak için Fourier yaklaşımı ekonometristler tarafından sıklıkla kullanılmaktadır. İkinci olarak, Fourier yaklaşımı yapısal değişikliğin hangi zamanda veya hangi biçimde ortaya çıktığı bilgisine ihtiyaç duymaksızın sağladığı esneklik bakımından önemli yere sahip olmaktadır (Enders ve Lee, 2012a:3).

Yapısal değişikliğin yapısı bilindiğinde, verilerdeki herhangi bir yapısal kırılmayı yakalamak için kukla değişken yaklaşımı kullanmak en çok kullanılan yöntemdir. Fakat, yapısal kırılmaların formunun (keskin veya yumuşak), kırılma sayısı ve tarihlerinin ne yazık ki araştırmacı tarafından bilinmediği için kukla değişken

kullanımı problemli olabilir (Enders ve Lee, 2012a:4). Bu yüzden kukla değişken yaklaşımı yerine, $\alpha(t)$ için bir Fourier serisi yaklaşımı ele alınmaktadır:

$$\alpha(t) \approx \mu + \sum_{k=1}^{n} a_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^{n} b_k \cos(2\pi kt/T),\ (n \leq T/2) \qquad (3.19)$$

Burada, *n* denkleme eklenen kümülatif frekansların sayısını; *k,* frekans değerini; *t*, trend bileşenini; *T,* ise toplam gözlem sayısını göstermektedir ve $\pi = 3.1416$'tır. Eğer burada $\alpha_1 = b_1 = \cdots = a_k = b_k = 0$ ise bu zaman sistem doğrusaldır ve geleneksel tahminciler kullanılabilinir aksi durumda ise en az bir kırılmanın veya doğrusal olmayan trend yapısının varlığından bahsedilebilir ve sistemde Fourier terimlerinin olması gerekmektedir. Prensip olarak, Fourier serisi, kesinlikle integrallenebilir fonksiyonlar olduğundan istenen herhangi bir doğruluk derecesine yaklaştırabilir böylelikle n = 1 ile başlayarak, ek frekanslar kullanarak yaklaşımı geliştirmek her zaman mümkündür ve n = T/2'ye ulaşıldığında model uyumu mükemmel olacaktır. Enders ve Lee (2012a) n frekans sayısının büyük olması durumunda başka ifadeyle denkleme eklenen Fourier terimlerinin fazla olması durumunda serbestlik derecesinde ciddi azalmalar olacağını savunmaktadırlar. Bu nedenle pratikte tahmin denkleminde frekans sayısını fazla alıp bağımsız değişken sayını artırmakla serbestlik derecesi kaybına yol açmamak için modeli sınırlamak gerekir. Bu aşamada Fourier terimleri ile geliştirilen modelin spesifikasyon problemi, kırılma tarihlerini ve yapısal değişikliğin biçimini belirlemek yerine uygun frekans bileşenlerini modele dahil etme problemine dönüştürülerek kontrol altına alınır. Literatürde uygun frekans sayısının fazla alınmaması genel olarak önerilmektedir ve Becker vd. (2006), Enders ve Lee (2012a) ve Enders ve Lee (2012b) çalışmalarında n=1 olarak alınmasının yapısal kırılmaların açıklanmasında yeterli olacağını belirtmektedirler. Christopoulos ve León-Ledesma (2010) *k* değerinin gerçek değeri bilinmediğinden [1,5] arasındaki tam sayıların denenerek en küçük hata karelerini veren uygun *k* değerinin belirlenmesini daha doğru yaklaşım olduğunu belirtmektedirler.

Enders ve Lee (2012a) çalışmalarında T=500 boyutunda oluşturulan ve farklı yapılarda keskin ve yumuşak şekilde geçişli yapısal kırılmalar olmakla sabitte, eğimde ve rejimde kırılmaları içeren zaman serileri üzerinde çeşitli denemeler yapmış ve elde edilen sonuçlar doğrultusunda tek frekansa sahip Fourier serilerinin yapısal kırılmaların şeklinin ve yerinin bilinmediği durumda daha iyi sonuçlar verdiği kararına

varmışlardır. Bu bağlamda tek frekansa sahip FSUR (Fourier Seemingly Unrelated Regression) modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$y_{1t} = \alpha_1 + \beta_{11}X_{11t} + \beta_{12}X_{12t} + \cdots + \beta_{1st}X_{1st} + \gamma_{1\mathrm{t}}\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_{1\mathrm{t}}\cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{1t}$$
$$y_{2t} = \alpha_2 + \beta_{21}X_{21t} + \beta_{22}X_{22t} + \cdots + \beta_{2st}X_{2st} + \gamma_{2\mathrm{t}}\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_{2\mathrm{t}}\cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{2t}$$
$$\vdots$$
$$y_{\mathrm{nt}} = \alpha_n + \beta_{21}X_{21t} + \beta_{\mathrm{n}2}X_{\mathrm{n}2t} + \cdots + \beta_{\mathrm{n}st}X_{2st} + \gamma_{\mathrm{nt}}\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_{\mathrm{nt}}\cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{nt}$$
$$(\mathrm{t} = 1,2,\ldots,\mathrm{T}) \qquad (3.20)$$

FSUR modeli GEKK ile kolayca tahmin edilebilir ve modelde etkinlik kaybı olmaması adına n≤10 alınması önerilmektedir. Denklem 3.20'de n panele dahil olan birim sayısı olmakla α_n her bir birime ait regresyon modelinin sabit parametresini, s modele dahil edilen bağımsız değişken sayısı olmakla X_{ns} her birime ait bağımsız değişkenleri, β_{ns} ise bağımsız değişkenlerin katsayısını ifade etmektedir. Burada, γ_{nt} ve λ_{nt} ise sırasıyla sinüs ve kosinüs serilerinin katsayılarını ifade etmekle *k,* frekans değerini; t, trend bileşenini; *T,* ise zaman boyutunu göstermektedir. $\pi = 3.1416\ldots$ eşit olmakla matematikte bilinen bir sayıdır. Fourier yaklaşımı uygulanırken Fourier terimlerinin (γ_{nt} ve λ_{nt}) anlamlı olup olmadıkları, başka değişle doğrusal olmayan trendin ya da yumuşak geçişli bir kırılmanın olup olmadığı test edilmektedir. Eğer Fourier terimlerinden en az birinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu karar verilirse bu zaman modelde yumuşak geçişli kırılmaların olduğu kararına varılmakta ve Fourier terimlerinin modelde yer alması gerektiği sonucuna varılmaktadır. Fourier terimleri doğrusal olmayan yapıda olduğu için asimptotik dağılımları bilinmemektedir ve Fourier terimlerinin anlamlılık sınaması için Efron'un (1979) Bootstrap yeniden örnekleme yaklaşımı ile önyükleme dağılımları oluşturulabilinmektedir. Oluşturulan önyükleme dağılımıyla asimptotik dağılımın birbiriyle benzer çıkarımlara sahip olduğu kanaatine gelinmektedir (Nazlıoğlu, Görmüş ve Soytaş, 2016: 8). Bu yüzden bu çalışmada FSUR tahmincisinde Fourier terimlerinin anlamlılık sınaması için yeniden örnekleme yaklaşımına dayanan Bootstrap standart hatalar kullanılmaktadır.

3.3.2. Heterojen Panel Veriler için FSUR-MG Tahmincisi

FSUR modeli yapısal kırılmaların yumuşak geçişli olduğu varsayılarak GEKK ile tahmin edilmektedir. FSUR modelinde her bir birime ait regresyon modeli bireysel olarak tahmin edildikten sonra ek olarak panel veri modeli tahmincisinin türetilmesine

gerek duyulmaktadır. Bu durum dikkate alındığında türetilen FSUR-MG tahmincisi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

$$\hat{\beta}^{FSUR-MG} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\hat{\beta}_i^{FSUR} \tag{3.21}$$

Burada, $\hat{\beta}_i^{FSUR}$ (3.20) denklemden elde edilen bağımsız değişken katsayılarını, N ise panele dahil olan toplam birim sayını gösterir. FSUR-MG tahmincilerinin varyansı parametrik olmayan bir yaklaşımla hesaplanmaktadır:

$$var\left(\hat{\beta}^{FSUR-MG}\right) = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{\beta}_i^{FSUR} - \hat{\beta}^{FSUR-MG}\right)\left(\hat{\beta}_i^{FSUR} - \hat{\beta}^{FSUR-MG}\right)' \tag{3.22}$$

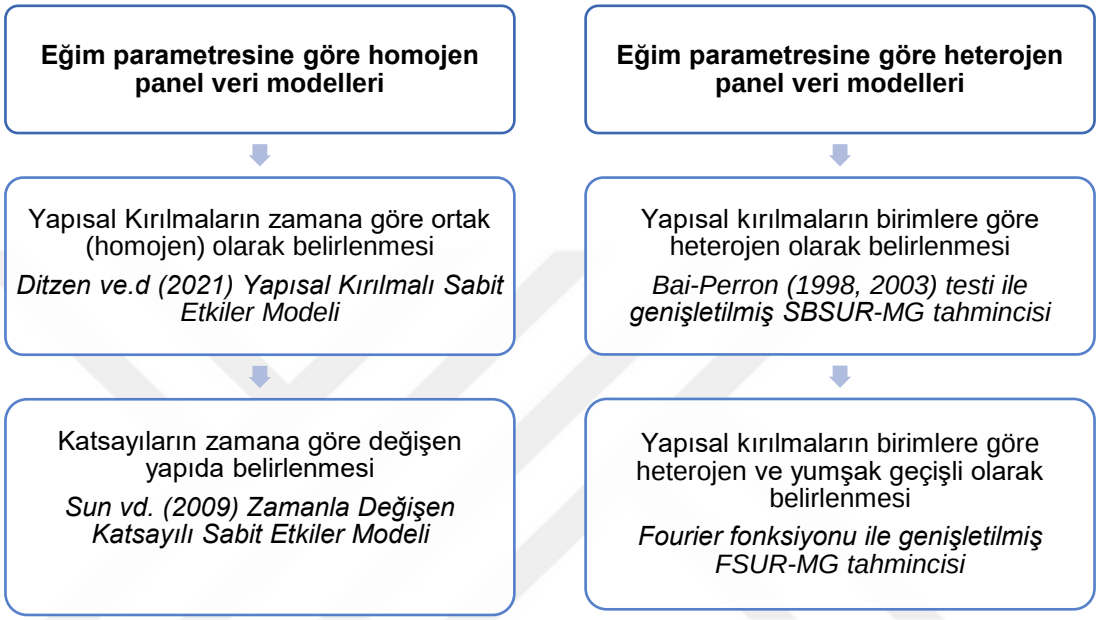
Burada, $\hat{\beta}_i^{FSUR}$ denklem 3.20'den elde edilen bireysel regresyon katsayılarını $\hat{\beta}^{FSUR-MG}$ ise denklem 3.21'den elde edilen ortalama katsayısını ifade etmektedir. FSUR-MG tahmincisi varyansı hesaplandıktan sonra katsayıların standart hatası z-istatistikleri ve z-istatistiklerine bağlı olasılık değerleri hesaplanabilmektedir.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM
G7 ÜLKELERİNDE EKONOMİK BÜYÜME İLE ENERJİ TÜKETİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN YAPISAL KIRILMALARLA İNCELENMESİ

Enerjinin ekonomik büyüme için kilit bir girdi olduğu doğru olmakla birlikte hızlı gelişen kentleşme, teknolojik gelişme ve ekonomik büyüme, tüm ekonomilerde temel bir üretim faktörü olan enerjiye bağımlılığı artırmıştır. Enerjiye erişim, herhangi bir üretim sürecinin gerçekleştirilmesi ve dolayısıyla bir ülkenin ekonomik ve sosyal kalkınması için gerekli olduğundan uluslararası toplum için artan bir endişe kaynağı olmaktadır. Ayrıca, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında sıkı bir ilişki vardır. Genellikle, ekonomik büyümeyle birlikte enerji talebinin de artması beklenmektedir. Bu nedenle, birçok ülke ekonomik büyümeyi teşvik etmek için enerji tüketimini artırmayı hedefler. Fakat, bazı araştırmalar enerji yoğunluğunun azaltılması ile ekonomik büyümenin artabileceğini göstermiştir. Bu, daha az enerji tüketen ve daha verimli üretim süreçleri kullanan ekonomilerin daha rekabetçi hale gelebileceği anlamına gelir. Sonuç olarak, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında karmaşık bir ilişki vardır ve sürdürülebilirlik ve verimlilik gibi faktörlerin de göz önünde bulundurulması gerekmektedir. Bu nedenler dikkate alındığında enerji tüketimi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki araştırmacılar tarafından en çok tartışılan konulardan olmuştur.

Son yıllarda, enerji tüketiminden kaynaklanan artan emisyonlarla birlikte, çevreye zarar vermek büyük bir endişe kaynağı haline geldi. Sonuç olarak, birçok ülke 1997'de Kyoto Protokolünü ve 2015'te Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi (UNFCCC) çerçevesinde Paris Anlaşmasını imzaladı. Bu anlaşmalar kapsamında taraflar, ekonomik büyümeyi sürdürürken aynı zamanda iklim değişikliğine karşı koyma ve temiz enerji teknolojilerinin kullanımını artırma taahhüdünde bulundular. Bu kapsamda yapılan araştırmalar enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin zaman ve mekâna bağlı olarak değişebileceğini göstermektedir (bkz. örn., Sun vd., 2018; Chica-Olmo vd., 2020; Radmehr vd., 2021). Bu nedenle, enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmak için ülke veya ülke grubuna özgü değişkenlerin seçiminin yanı sıra ele alınan zamanın dinamiklerini ve bu dinamiklerde gerçekleşen kırılmaları da göz önünde bulundurmak gerekmektedir.

Bu bölümde G7 ülkelerinde 1965'ten 2019'a kadar enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin zamanla değişen ilişkisini incelemek için yapısal kırılmalara sahip bir panel veri modeli kullanılması ve doğru bir modelleme stratejisinin geliştirilmesi hedeflenmektedir. Uygulama aşamasında yapısal kırılmaların test edilmesi ve modellenmesi için aşağıda belirtilen yaklaşımlar izlenecektir.



Şekil 4.1: Panel Veri Modellerinde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi ve Modellenmesi

SE modeli bilindiği üzere önemli ve karşılaştırma nitelikli bir doğrusal panel veri modelidir, ancak enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki zamanla değişen etkisini yakalamak için sapmasız ve tutarlı bir tahminci değildir. Bu nedenle bu bölümünün ilk kısmında gerçekleşen yapısal kırılmaların tüm panel için homojen olduğu varsayılmakta ve Ditzen vd. (2021) tarafından zaman serilerinde sıklıkla kullanılan Bai ve Perron'un (1998, 2003) çok kırılmalı yapısal kırılma testinin panel veriler için genişletilmiş hali kullanılmaktadır. Sonraki aşamada ise homojen panel veri modellerinde eğim katsayılarının zamana göre değişen yapıda modellenmesi için Sun vd. (2009) tarafından Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (TVFE) modeli uygulanmaktadır.

İkinci kısımda ise yapısal kırılmaların her bir G7 ülkesi için heterojen olduğu varsayılarak tahmin modelleri geliştirilmektedir. Bu kısımda ilk önce ülke bazlı yapısal kırılmalar Bai ve Perron'un (1998, 2003) çok kırılmalı yapısal kırılma testi ile bireysel olarak belirlenmekte ve sonraki aşamada belirlenen yapısal kırılmalı regresyon

modelleri birimler arası korelasyonu dikkate alacak şekilde Yapısal Kırılmalı SUR Ortalama Grup (SBSUR-MG) tahmincisi ile tahmin edilmektedir. İkinci olarak ise zamandaki değişimlerin kukla değişken kullanılarak kontrol edilmesi yerine Fourier terimleri kullanılarak modellenmesi ve yapısal kırılmaların yumuşak geçişli olarak belirlenmesi için bu çalışmada ilk kez Fourier SUR Ortalama Grup (FSUR-MG) tahmincisi kullanılmaktadır. Geleneksel panel veri modelleriyle karşılaştırıldığında, bu modelleme yaklaşımlarının G7 ülkelerinde enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki dinamik etkilerini daha iyi şekilde belirlemeye yardımcı olacağı tahmin edilmektedir.

4.1. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Çeşitli ülkelerde ve ülke gruplarında enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak, sonuçlar farklı ekonometrik yöntemler kullanıldığından farklı ülke gruplarına göre çeşitlilik arz etmektedir. Panel veri analizi kullanan literatürün büyük bir bölümü enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi artırdığını savunmaktadır (bkz. Narayan ve Smyth, 2008; Apergis ve Payne, 2010a, b; Tuğcu, Öztürk ve Aslan, 2012; Bilgili ve Öztürk, 2015; Destek, 2016; Kahouli, 2017; Paramati vd., 2018; Okumuş, Güzel ve Destek, 2021). Fakat bazı araştırmalar, artan enerji tüketiminden kaynaklanan çevresel bozulmalar nedeniyle enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi düşürdüğünü öne sürmekte ve enerji tüketiminin olumsuz çevresel dışsallık yoluyla büyümeyi zayıflattığını iddia etmektedir (bkz. Behera ve Mishra, 2020; Asif vd., 2021; İnal vd., 2022). Mevcut literatür dikkate alındığında, enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi olumlu ya da olumsuz etkileyebileceği sonucuna varılabilir. Enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında panel veri analizine ilişkin literatür incelemesi Tablo 4.1'de yer almaktadır.

Tablo 4.1: Literatür İncelenmesi

Yazarlar	Kullanılan değişkenler	Birim ve zaman boyutu	Kullanılan yöntem	Bulgular
Çeşitli ülke gruplarına ait literatür				
Apergis ve Payne (2010a)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü yenilene bilir enerji tüketimi	Avrasya Ülkeleri 1992-2007	Panel eşbütünleşme testi, FMOLS tahmincisi ve Panel nedensellik testi	Pozitif ve anlamlı etki
Apergis ve Payne (2010b)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü yenilene bilir enerji tüketimi	OECD Ülkeleri 1985-2005	Panel eşbütünleşme testi, FMOLS tahmincisi ve Panel nedensellik testi	Pozitif ve anlamlı etki
Destek (2016)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, toplam işgücü, dışa açıklık ve doğalgaz tüketimi	OECD Ülkeleri 1991-2013	Panel eşbütünleşme testi, FMOLS ve DOLS tahmincisi, Panel VECM Granger nedensellik testi	Pozitif ve anlamlı etki
Alper ve Oğuz (2016)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü ve yenilenebilir enerji tüketimi	Avrupa Birliği Ülkeleri 1990-2009	ARDL eşbütünleşme testi ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testi	Pozitif ve anlamlı etki (Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Polonya) Pozitif ve anlamsız etki (Kıbrıs, Estonya, Macaristan, Slovenya)
Kahouli (2017)	Reel kişi başına düşen GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, kişi başına düşen enerji tüketimi, finansal gelişmişlik, ihracat ve ithalatın GSYİH içerisindeki payı ve şehirleşme oranı	Güney Akdeniz Ülkeleri 1995-2015	ARDL eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Pozitif ve anlamlı etki (Cezayir, İsrail, Fas ve Tunus) Pozitif ve anlamsız etki (Lübnan ve Mısır)
Paramati vd. (2018)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü, yenilenemez ve yenilenebilir enerji tüketimi	G20 Ülkeleri 1980-2012	Panel eşbütünleşme testi, Ortak Korelasyonlu Ortalama Grup (CCE-MG) ve heterojen panel nedensellik testi	Yenilenebilir ve yenilemez enerji, pozitif ve anlamlı etki

Rahman ve Velayutham (2020)	Reel kişi başına düşen GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü, yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi, finansal gelişmişlik	Güney Asya Ülkeleri 1990-2014	Panel eşbütünleşme testi, FMOLS ve DOLS tahmincisi	Yenilenebilir enerji, pozitif ve anlamlı etki (Bangladeş, Hindistan, Nepal, Pakistan ve Sri Lanka) yenilenemez enerji, Bangladeş'te negatif ve anlamlı diğer ülkelerde ise pozitif ve anlamlı etki
Asif vd. (2021)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü, yenilenemez ve yenilenebilir enerji tüketimi	99 ülke 1995-2017	SE modeli, Panel eşbütünleşme testleri, FMOLS ve DOLS tahmincileri	Yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi düşük gelirli ülkelerde negatif ve anlamlı etki, orta, orta-yüksek ve yüksek gelirli ülkelerde ise pozitif ve anlamlı etki
İnal vd. (2022)	Reel GSYİH, yenilenebilir enerji tüketimi ve CO_2 emisyonu	En fazla petrol üretimi yapan 10 Afrika ülkesi 1990–2014	Panel eşbütünleşme testi, AMG tahmincisi ve panel nedensellik testi	Negatif ve anlamlı etki (Angola, Cezayir, Kongo Cumhuriyeti, Sudan) Negatif ve anlamsız etki (Gine, Mısır, Gabon, Libya, Nijerya)
G7 ülkelerine ait panel veri analizi				
Narayan ve Smyth (2008)	Kişi başına düşen reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu ve toplam enerji tüketimi	G7 1972-2002	Panel eşbütünleşme testi, OLS, FMOLS, DOLS tahmincisi ve Granger nedensellik testi	Pozitif ve anlamlı etki
Tuğcu, Öztürk ve Aslan (2012)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü, beşeri sermaye endeksi, araştırma ve geliştirme harcamaları ve yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji tüketimi	G7 1980-2009	ARDL eşbütünleşme testi ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testi	Tüm G7 ülkelerinde pozitif ve anlamlı etki

Omay, Hasanov ve Ucar (2014)	Reel GSYİH ve toplam enerji tüketimi	G7 1977-2007	Doğrusal ve doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testi, rejim kaymalı panel nedensellik testi	Pozitif ve anlamlı etki
Tunalı ve Ulubaş (2015)	Reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü ve kişi başına düşen enerji tüketimi	G7 1970-2015	Sabit etkiler modeli	Pozitif ve anlamlı etki
Bilgili ve Öztürk (2015)	Reel GSYİH, kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve biyokütle enerji tüketimi	G7 1980-2009	Panel eşbütünleşme testi, OLS, homojen ve heterojen DOLS tahmincisi	Pozitif ve anlamlı etki
Tuğcu ve Topçu (2018)	Kişi başına düşen reel GSYİH, kişi başına düşen reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü, üniversitelere başvuru yapan toplam öğrenci sayısı, araştırma ve geliştirme harcamaları, yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji tüketimi	G7 1980-2014	NARDL eşbütünleşme ve Hatemi-J nedensellik testi	Yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji ile ekonomik büyüme arasında uzun ve kısa dönemde asimetrik etki
Behera ve Mishra (2020)	Kişi başına düşen reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, işgücü, enerji fiyatları, CO_2, sabit yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji tüketimi	G7 1990-2015	Panel eşbütünleşme testi, PMG ve MG, DOLS tahmincisi	Yenilenemez enerji, negatif ve anlamlı, yenilenebilir enerji, pozitif ve anlamlı etki
Okumuş, Güzel ve Destek (2021)	Kişi başına düşen reel GSYİH, reel gayri safi sabit sermaye oluşumu, yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji tüketimi	G7 1980-2016	Panel eşbütünleşme testi, CS-ARDL tahmincisi, Konya panel nedensellik testi	Yenilenemez ve yenilenebilir enerji pozitif ve anlamlı etki

Tablo 4.1'in ilk kısmı G7 ülkeleri dışındaki ülke grupları için yapılan panel veri araştırmalarını göstermektedir. Apargis ve Payne (2010) tarafından Avrasya ülkelerinde 1992-2007 yıllarını kapsayan veriler kullanılarak panel eşbütünleşme testi yapılmış ve uzun dönemde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi önemli ölçüde artırdığını kararına varılmıştır. Yazarlar aynı model spesifikasyonunu 20 OECD ülkesine ait 1985-2015 yıllarını kapsayan panel verilerine uygulamış ve benzer sonuçlara varılmıştır. OECD ülkeleri için benzer sonuçlar Destek (2016) tarafından doğal gaz tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkisinin bulunmasıyla desteklenmiştir. Alper ve Oğuz (2016) tarafından Avrupa Birliği (AB) ülkeleri için 1990-2019 yıllarını kapsayan veriler için eşbütünleşme testi yapılmış ve uzun dönemde yenilenebilir enerjinin Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Polonya'da ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı etkiye, fakat Kıbrıs, Estonya, Macaristan, Slovenya'da ise pozitif ve anlamsız etkiye sahip olduğu kanaatine gelinmiştir. Yakın sonuçlar Kahouli (2017) tarafından Güney Akdeniz ülkeleri için de raporlanmış ve uzun dönemde yenilenebilir enerjinin Cezayir, İsrail, Fas ve Tunus'ta ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı etkiye fakat Lübnan ve Mısır'da ise pozitif ve anlamsız etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Paramati vd. (2018) tarafından yapılan ve G20 ülkelerine ait 1980-2012 yıllarını kapsayan panel veriler üzerine yapılan araştırma da ise ister yenilebilir isterse de yenilenemez enerji tüketiminin uzun dönemde ekonomik büyümeyi anlamlı şekilde artırdığı sonucuna varılmıştır. Rahman ve Velayutham (2020) tarafından Güney Afrika ülkelerinde yapılan araştırmada yenilenebilir enerjinin ekonomik büyüme üzerinde Bangladeş, Hindistan, Nepal, Pakistan ve Sri Lanka'da pozitif ve anlamlı etkiye, yenilenemez enerjinin ise Bangladeş hariç diğer ülkelerde negatif ve anlamlı etkiye sahip olduğu raporlanmıştır. Panel verilere uygulanan ve 99 ülkenin panele dahil edildiği en kapsamlı araştırmalardan biri Asif ve arkadaşlarına (2021) aittir. Yapılan bu araştırmada yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi düşük gelirli ülkelerde ekonomik büyümeyi negatif ve anlamlı şekilde, bunun tam tersi orta, orta-yüksek ve yüksek gelirli ülkelerde ise pozitif ve anlamlı şekilde etkilediği sonucuna varılmıştır. İnal vd. (2022) tarafından yakın zamanda yapılan araştırmada ise 1990-2014 yılları arasında petrol üreten ve Afrika'da bulunan Angola, Cezayir, Gine, Mısır, Gabon, Kongo Cumhuriyeti, Libya, Nijerya ve Sudan'da yenilenebilir enerji, CO_2 emisyonları ve büyüme arasındaki ilişkiyi ikinci nesil panel veri tahmincileri kullanarak araştırmıştır. Bu araştırmada yenilenebilir enerji ve CO_2 emisyonlarının Afrika petrol üreticisi ülkelerinin büyüme performansı üzerindeki etkisi derinlemesine

incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre yenilenebilir enerjinin Angola, Cezayir, Kongo Cumhuriyeti ve Sudan'da ekonomik büyüme üzerinde negatif ve anlamlı etkiye, fakat Gine, Mısır, Gabon, Libya ve Nijerya'da ise negatif ve anlamsız etkiye sahip olduğu raporlanmıştır.

Tablo 4.1'in ikinci kısmında ise G7 ülkelerinde enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen panel veri araştırmalarını özetlenmektedir. Narayan ve Smith (2008) tarafından yapılan araştırmada reel gayri safi sabit sermaye oluşumu ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu ve reel gayri safi sabit sermaye oluşumu ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı bir şekilde etkilediği sonucuna varılmıştır. Tuğcu, Öztürk ve Aslan (2012) G7 ülkelerine ait 1980-2019 yıllarını kapsayan bireysel zaman serisi modellerine Pesaran (2001) ARDL eşbütünleşme ve Granger nedensellik testlerini uygulamış ve yazarlar yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji tüketiminin tüm G7 ülkelerinde ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı şekilde artırdığı kanaatine gelmişlerdir. Omay, Hasanov ve Ucar (2014) tarafından yapılan araştırmada ise G7 ülkeleri için 1970-2007 yıllarını kapsayan panel veri kullanılmış ve doğrusal ve doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testi ile toplam enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ilişki incelenmiştir. Benzer şekilde Tunalı ve Ulubaş (2015) tarafından G7 ülkelerinde kişi başına enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ilişki Sabit Etkiler modeline dayanarak test edilmiş ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı şekilde etkilediği sonucuna varılmıştır. G7 ülkelerinde enerji tüketimiyle ekonomik büyüme arasında ilişkiyi araştıran bir diğer çalışma Bilgili ve Öztürk'e (2015) aittir. Yapılan bu araştırmada biyokütleden elde edilen enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi olduğu ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi artırdığı sonucuna varılmıştır. Tuğcu ve Topçu (2018) tarafından G7 ülkelerinde yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ilişki NARDL eşbütünleşme testi kullanılarak incelenmiş ve G7 ülkelerinde değişkenler arasında ister uzun dönemde isterse de kısa dönemde asimetrik bir ilişkinin olduğu raporlanmıştır. Behera ve Mishra (2020) tarafından yürütülen ve P-ARDL eşbütünleşme yaklaşımını kullanan yakın tarihli bir araştırmada ise yenilenebilir enerjinin pozitif ve anlamlı fakat yenilenemez enerjinin ise negatif ve anlamlı bir şekilde ekonomik büyümeyi etkilediği kanaatine gelinmiştir. Bunun tam tersi Okumuş, Güzel ve Destek (2021) tarafından yapılan ve G7 ülkelerinde 1980-2016 yıllarını kapsayan ve CS-ARDL eşbütünleşme yaklaşımını kullanan araştırmada

ise yenilenebilir ve yenilenmeyen enerji tüketiminin uzun ve kısa dönemde ekonomik büyümeyi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı şekilde etkilediği sonucuna varılmıştır.

G7 ülkelerinde enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde etkilerini analiz eden önceki çalışmalarda çoğunlukla yapısal kırılmaları dikkate almayan panel veri testleri ve tahmincileri kullanmıştır. Bu tür bir analiz kısıtı katsayıların tüm zaman boyunca aynı olduğunu varsayması ve modelde yapısal kırılmaların kontrol edilmesine izin vermemesidir. Bu nedenle, bu araştırma sınırlı sayıda çalışma göz önünde bulundurulduğunda G7 ülkelerinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında ilişkiyi belirlemek için yeni bir panel veri modelleme çerçevesi önermektedir. Bu çalışma enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini yapısal kırılmalarla birlikte belirlemeyi ve zamanla değişen katsayıları dikkate alarak ampirik literatürdeki önemli bir boşluğu doldurmayı amaçlamaktadır.

4.2. İKTİSADİ VE EKONOMETRİK MODEL

Enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmak için bu bölümde, sermaye, emek ve enerjinin önemli girdi olarak kullanıldığı neoklasik yaklaşım olan tek sektörlü teknolojik toplam üretim yaklaşımı kullanılmaktadır;

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, EC_{it}) \tag{4.1}$$

Burada Y_{it} toplam çıktıyı, L_{it} emeği, K_{it} kapital stoğunu ve EC_{it} enerji tüketimini temsil etmekle Cobb-Douglas üretim fonksiyonun genişletilmiş şekli olmaktadır. Bu şekilde ifade edilen neoklasik toplam üretim fonksiyonu, emek, sermaye ve enerji girdilerini dışsal olarak dikkate almaktadır (Lee ve Chang, 2008; Aghion ve Howitt, 2009, Bilgili ve Öztürk, 2015). 4.1 denkleminde ifade edilen üretim fonksiyonu,

$$Y_{it} = A_i \; K_{it}^{\beta} \, L_{it}^{\gamma} EC_{it}^{\phi} \tag{4.2}$$

şeklinde yazılabilmekte ve burada Y_{it} çıktıyı, K_{it} kapital stoğunu, L_{it} beşeri sermaye endeksini, EC_{it} ise enerji tüketimini ifade etmektedir. Bu yaklaşımı dikkate alarak üretim fonksiyonunun ekonometrik modelini geliştirme aşamasında sermayenin kapital stoğu, emeğin beşeri sermaye endeksi olarak ele alınmasının ve bu değişkenlerin kapital ve emek yerine kullanılmasının daha başarılı olduğu ve ekonometrik olarak model tanımlama hatasını giderdiğini gözlemlenmiştir (Bilgili ve Öztürk, 2015).

4.2. denklemindeki modelin doğrusallaştırılabilmesi için denklemin sağ ve sol tarafındaki değişkenlerin doğal logaritması alınarak aşağıdaki şekilde tam logaritmik model oluşturulmaktadır:

$$lnY_{it} = \alpha_i + \beta\, lnK_{it} + \gamma\, lnL_{it} + \phi\, lnEC_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (4.3)$$

4.3.denklemde ifade edilen tam logaritmik doğrusal panel modeli dikkate alındığında α_i sabit parametreyi ifade etmekte ve birimden birime değiştiği varsayılmaktadır. Modelde yer alan ε_{it} modelin hata terimini ve β, γ ve ϕ parametreleri ise sırasıyla sermaye stoğunun, beşeri sermaye endeksinin ve enerji tüketimin elastikiyetini ifade etmektedir. Araştırmanın ilk kısımda panel veri modelinin sabit katsayıya göre heterojen fakat eğim parametrelerine göre homojen olduğu kabul edilirken, ikinci kısmında ise panel veri modelinin sabit ve eğim katsayılarının heterojen olduğu varsayılmaktadır.

4.3. VERİ SETİ VE TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER

Bir önceki bölümde yer alan (4.3) denklemini tahmin etmek üzere 1965-2019 yıllarını kapsayan Almanya, Amerika Birleşik Devletleri (ABD), Birleşik Krallık, İtalya, Fransa, Japonya ve Kanada'dan oluşan G7 ülkelerine ilişkin Y, 2017 yılı sabit dolar fiyatlarıyla reel GSYİH (GDP at chained PPPs, 2017US), K, 2017 yılı sabit dolar fiyatlarıyla sermaye stoğu, L ise emeği ifade eden beşeri sermaye endeksi (HCI) olarak ele alınmıştır. Y, K ve L değişkenlere ilişkin veriler Penn World Table (versiyon 10.0) veri tabanından elde edilmiştir. Terawatt Saat (twh) cinsinden toplam enerji tüketimini (Total Energy Consumption) ifade eden EC değişkenine ilişkin veriler ise OWID veri setinden elde edilmiştir. Tanımlayıcı istatistikler haricinde tüm analizler için değişkenlerin doğal logaritması kullanılmıştır. Değişkenlere ilişkin ülke bazlı tanımlayıcı istatistikler Tablo 4.2'de yer almaktadır.

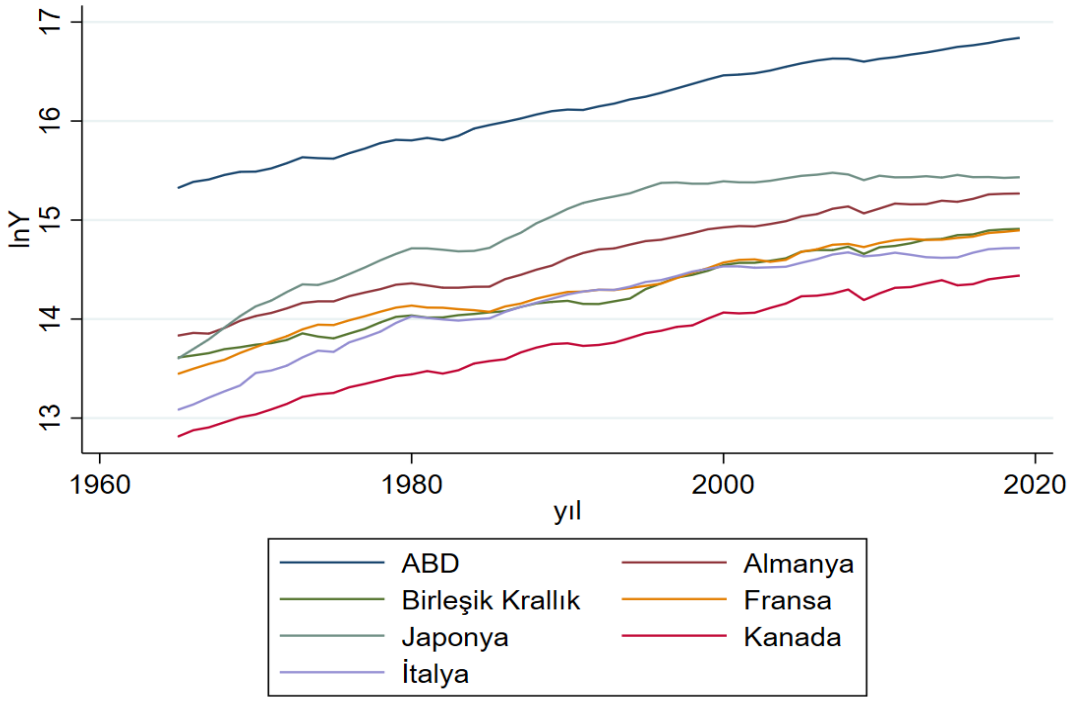
Tablo 4.2: Değişkenlere İlişkin Ülke Bazlı Tanımlayıcı İstatistikler

Ülke	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Y (milyon dolar)				
Kanada	1043521	461903	366616	1866215
Fransa	1761963	670361	690575	2946958
Almanya	2489287	1031707	1017249	4275312
İtalya	1574198	623169	480474	2466328
Japonya	3521238	1518576	805695	5270967
Birleşik Krallık	1711242	679906	815405	2989896
ABD	11361787	4883788	4515720	20595844
K (milyon dolar)				
Kanada	3878216	2126907	1056337	8427519
Fransa	7927621	3869563	3053636	16697563
Almanya	10500155	4307693	4835929	19606062
İtalya	7922886	4636943	2121898	17489860
Japonya	15863503	8284638	2317744	26688098
Birleşik Krallık	6005343	3635561	2686644	14146595
ABD	41723965	15992954	17730896	69059488
L (index)				
Kanada	3.300	0.313	2.730	3.721
Fransa	2.763	0.289	2.212	3.230
Almanya	3.363	0.285	2.768	3.675
İtalya	2.578	0.365	1.987	3.158
Japonya	3.191	0.271	2.689	3.594
Birleşik Krallık	3.260	0.371	2.646	3.774
ABD	3.441	0.239	2.897	3.749
EC (terawatt-saat)				
Kanada	3077.579	781.542	1389.036	4084.02
Fransa	2550.690	511.605	1309.656	3170.968
Almanya	3900.613	315.711	2969.293	4382.909
İtalya	1778.994	291.861	928.462	2200.25
Japonya	4879.34	1179.296	1823.564	6263.036

Birleşik Krallık	2477.046	145.614	2185.358	2718.563
ABD	22737.955	3482.551	14439.701	27063.787
Genel Panel için Tanımlayıcı İstatistikler				
Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
Y	3351891	3912080	366616	20595844
K	13403098	14220977	1056337	69059488
L	3.128	0.430	1.987	3.774
EC	5914.602	7088.052	928.462	27063.787

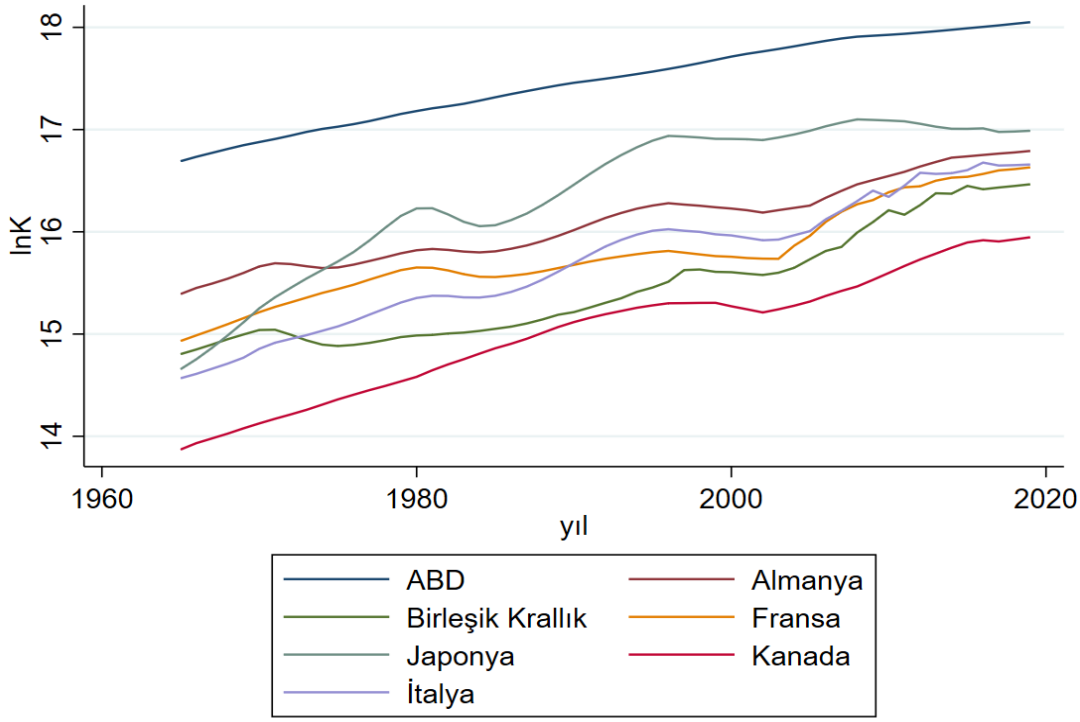
Tablo 4.2'de modelde kullanılacak olan değişkenlere ilişkin ülke bazlı ve paneli kapsayan tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. GSYİH değişkeni (Y) dikkate alındığında ele alınan 1965-2019 yılları itibariyle Kanada'da ortalama GSYİH 1043521 milyon ABD dolar iken, standart sapma 461903, minimum ve 366616 maksimum değeri ise 1866215 milyon ABD dolarıdır. Diğer değişkenler içinde benzer yorumlar yapılabilmektedir. Genel olarak bakıldığında, ortalama GSYİH miktarı (Y) 1965-2019 yılları itibariyle en yüksek ABD, en düşük Kanada için, ortalama sermaye stoğu (K) en yüksek ABD, en düşük Kanada için, ortalama beşeri sermaye endeksi (L) en yüksek ABD, en düşük İtalya için ve ortalama enerji tüketimi (EC) en yüksek ABD, en düşük Japonya için hesaplanmıştır.

Tanımlayıcı istatistiklerde görüldüğü üzere 1965-2019 yılları itibariyle tüm panel için GSYİH'nın (Y) ortalaması 3351891 ABD dolar iken standart sapma 3912080, minimum 366616 ve maksimum değeri ise 20595844 ABD doları olarak hesaplanmıştır. Sermaye stoğunun (K) ortalaması 13403098 ABD doları, standart sapması 14220977, minimumu 1056337 ve maksimumu ise 69059488 ABD dolarıdır. Benzer şekilde, beşeri sermaye endeksinin (L) minimumu 1.987, maksimumu 3.774 olmakla birlikte ortalaması 3.128 olarak hesaplanmıştır. Son olarak, toplam enerji tüketimi (EC) minimum 928.462, maksimum 27063.787 KiloWatt saat ve ortalama enerji tüketimi ise 5914.602 KiloWatt saat olmaktadır. Grafik 4.2-4.5'te değişkenlerin ülke bazlı zaman yolu grafikleri gösterilmiştir.



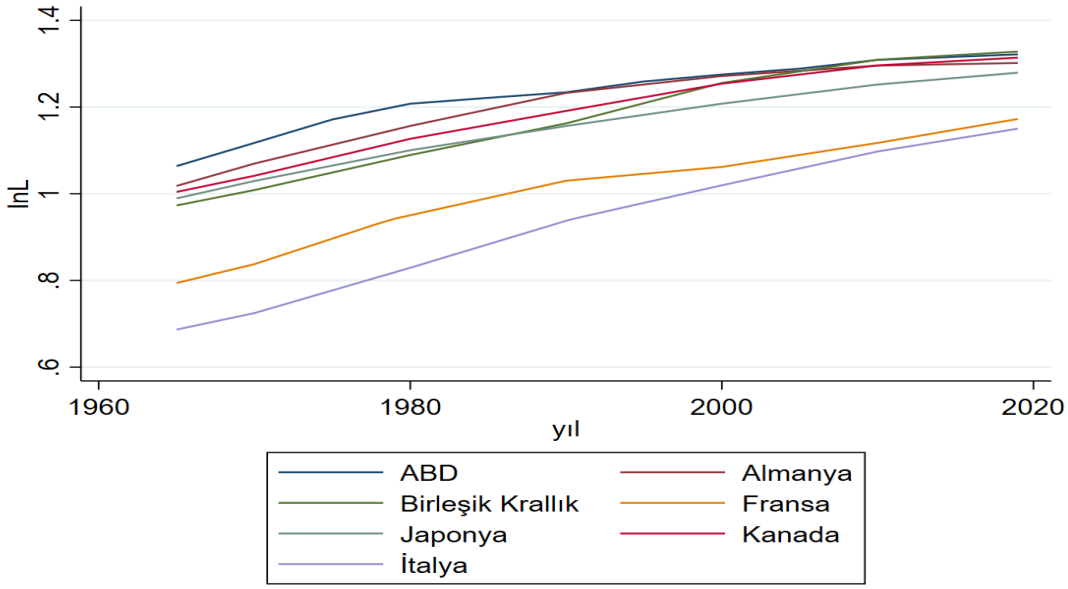
Şekil 4.2: GSYİH (lnY) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi

Şekil 4.2'de 1965-2019 yılları arasında G7 ülkelerinin GSYİH (lnY) değişkeninin zaman yolu grafiği incelendiğinde tüm ülkeler için GSYİH değişkeninin yıllar itibariyle pozitif bir trende sahip olduğu gözlemlenmektedir. GSYİH değişkeninde 1970 yıllarının sonlarına doğru hafif aşağıya doğru kırılma, 1990 yıllarından sonra hızlı bir artış olduğu görülmektedir. 2001 yılında bazı G7 ülkelerinde hafif aşağıya doğru bir kırılma yaşanırken 2008 yılında ise nerdeyse tüm G7 ülkelerinde aşağıya doğru bir kırılma olduğu görülmektedir.



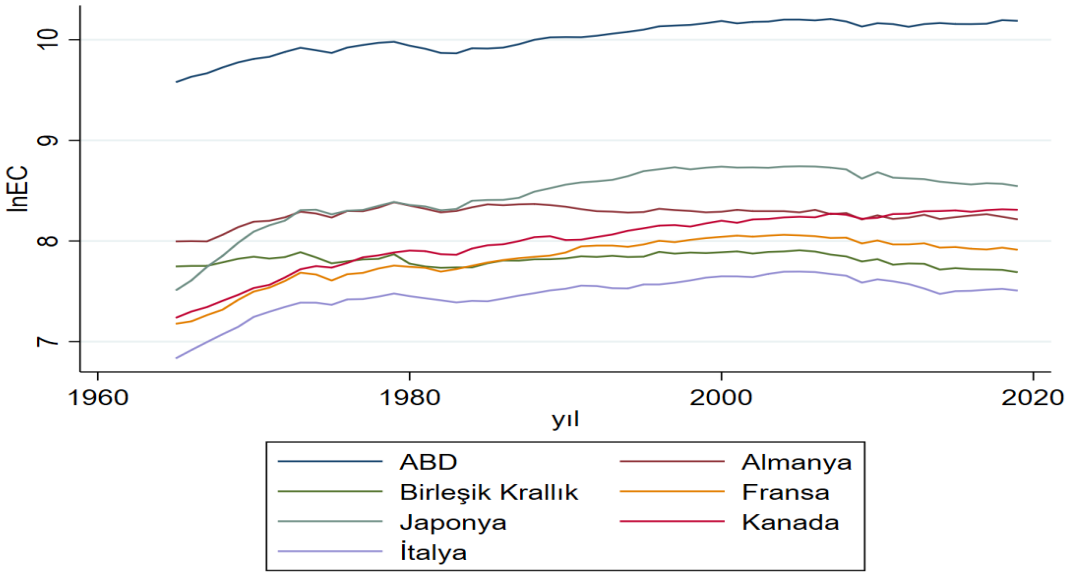
Şekil 4.3: Sermaye Stoğu (lnK) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi

Şekil 4.3'te 1965-2019 yılları arasında G7 ülkelerinde kapital stoğu (lnK) değişkeninin zaman yolu grafiği dikkate alındığında bu değişken için farklı ülkelerde farklı yıllarda dalgalanmalar gerçekleşse de genel olarak kapital stoğunun pozitif bir trende sahip olduğu gözlemlenmektedir. Bireysel zaman yolu grafikleri incelendiğinde ABD'nin kapital stoğunun yıllar itibariyle kırılmaya uğramadığı fakat buna karşılık Birleşik Krallık, Japonya, İtalya, Almanya ve Fransa'da zaman zaman iniş çıkışların olduğu gözlemlenmektedir. Genel olarak bakıldığında ABD hariç diğer ülkelerde kapital stoğu değişkenin ortak olarak 2001 yılında yukarıya doğru, 2008 yılında ise aşağıya doğru kırılmaya uğradığını söylemek mümkündür.



Şekil 4.4: Beşeri Sermaye Endeksi (lnL) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi

Şekil 4.4'te önceki grafiklerle benzer şekilde G7 ülkeleri için beşeri sermaye endeksi (lnL) değişkeni incelenmektedir. G7 ülkelerini kapsayan ve 1965-2019 yılları arasında beşeri sermaye endeksinin zaman yolu grafiği dikkate alındığında bu değişkenin genel olarak pozitif bir trende sahip olduğu gözlemlenmektedir.



Şekil 4.5: Enerji Tüketimi (lnEC) Değişkeninin G7 Ülkelerinde Yıllar Bazında Değişimi

Şekil 4.5'te ise son olarak araştırmanın önemli bir değişkeni olan G7 ülkelerinde enerji tüketimine (lnEC) ilişkin zaman yolu grafikleri incelenmektedir. Genel itibariyle enerji tüketimin izlediği zaman yolu grafiği çıktı değişkeni ile benzerlik göstermektedir. Ülkelere ait bireysel zaman yolu grafikleri incelendiğinde enerji tüketimi değişkeninin tüm G7 ülkelerinde 2008 yılında ve 1970 yıllarının sonlarına doğru bariz bir şekilde kırılmaya maruz kaldığı söylene bilinmektedir.

Değişkenlerin genel olarak tanımlayıcı istatistikleri ve zaman yolu grafikleri incelendikten sonra modelleme aşamasından önce korelasyon ve kısmı korelasyon katsayılarının hesaplanması değişkenler arasında ilişkinin gücü ve yönünü keşfetmek açısından önemli olmaktadır.

Tablo 4.3: Değişkenlere İlişkin Pearson Korelasyon ve Kısmı Korelasyon Katsayıları

Korelasyon Matrisi	lnY	lnK	lnL	$lnEC$	Kısmi Korelasyon Katsayısı Bağımlı Değişken: lnY
lnY	1				-
lnK	0.977***	1			0.947***
lnL	0.616***	0.571***	1		0.259***
$lnEC$	0.868***	0.800***	0.564***	1	0.653***
*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.					

Tablo 4.3'te değişkenlere ilişkin hesaplanan Pearson korelasyon katsayıları dikkate alındığında lnY'nin lnK (r =0.977) ve $lnEC$ (r =0.868) ile güçlü bir pozitif korelasyona ve lnL (r =0.616) ve ile orta düzey bir pozitif korelasyona sahip olduğunu görülmektedir. Modelin bağımsız değişkenleri olan lnK ve lnL (r =0.571); lnL ve $lnEC$ (r =0.564) arasında orta düzey, lnK ve $lnEC$ (r =0.800) arasında ise yarı güçlü bir pozitif korelasyona rastlanılmıştır. Hesaplanan tüm korelasyon katsayıları %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak 0'dan farklıdır, yani istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 4.3'ün sağ tarafında yer alan kısmi korelasyon katsayıları ise bir veya daha fazla ortak değişkenin etkisini kontrol altına alırken iki sürekli değişken arasındaki ilişkinin birliktelik ölçüsünü ifade etmektedir. Bağımlı değişken olan lnY değişkeni lnK (r_p=0.947) ile güçlü ve pozitif kısmi korelasyona sahipken, $lnEC$ (r_p=0.653) ile orta ve lnL (r_p=0.259) ile düşük derecede kısmi korelasyona sahiptir. Tüm kısmi korelasyon katsayıları %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında elde edilen korelasyon ve kısmı korelasyon katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olması bu değişkenler arasında doğrusal biçimde model kurulmasının herhangi bir sakıncası olmadığına işaret etmektedir.

4.4. SPESİFİKASYON TESTLERİ

Bu alt bölümde panel veri modellerinde yapısal kırılmalar belirlenmeden önce panel veri yapısının çeşitli özellikleri araştırılacaktır. Bunun yapılmasında ana amaç bir sonraki aşamada kullanılacak testler ve tahmincilere karar verirken doğru spesifikasyonun kullanılmasıdır. Tablo 4.4'te ilk önce değişkenlerin bireysel olarak sonrasında ise model hatalarının birimler arası korelasyona sahip olup olmadığı araştırılmaktadır.

Tablo 4.4: Birimler Arası Korelasyon Testi

Değişken	LM	LM_{adj}	CD	CD_w	CD_{w+}	CD*
lnY	1101.81***	166.71***	33.19*** α=1.00471	-4.87***	147.21***	-9.82***
lnK	1027.39***	155.29***	32.02*** α=1.00471	-4.90***	141.81***	-4.06***
lnL	1030.39***	171.18***	33.62*** α=1.00472	-4.80***	149.27***	-2.94***
$lnEC$	655.81***	97.89***	23.79*** α=1.00463	-4.58***	104.44***	-1.82**
Model	196.26***	26.98***	1.06 α=0.76924	-3.66***	42.60***	0.54

LM- Breusch-Pagan (1980) LM testi

LM_{adj}- Pesaran vd. (2008) Bias-adjusted scaled LMadj testi

CD- Pesaran (2004, 2015) CD testi

CD_w - Juodis ve Reese (2022) CD_w testi

CD_{w+} - Juodis ve Reese (2022) CD_w testinin Fan vd. (2015) tarafından güç geliştirme fonksiyonu ile geliştirilmiş CD_{w+} testi

CD*- Pesaran ve Xie (2022) faktörlerle genişletilmiş CD testi

α = 0 zayıf, 0 < α <0.5 yarı zayıf, 0.5 < α <1 yarı güçlü ve α = 1 ise güçlü formda birimler arası korelasyon olduğu kararına varılır.

*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 4.4 değişkenlere özgü birimler arası korelasyonu test etmek için Breusch ve Pagan (1980) Lagrange Multiplier (LM) test, Pesaran vd. (2008) LM_{adj} testi, Pesaran (2004,2015) CD testi ve Juodis ve Reese (2022) tarafından geliştirilen CD_w testi ve bu testin Fan vd. (2015) 'nin güç geliştirme (power enhancement approach) yaklaşımı ile genişletilmiş CD_{w+} testi ve Pesaran ve Xie (2022) faktörlerle genişletilmiş CD* testi sonuçlarını göstermektedir. 1.3.2 başlığı altında bu testlerin her birine ait geniş bir tartışma yer almaktadır. Birimler arası korelasyon testleri arasında seçim yapılırken panelin boyut özelliğinin dikkate alınması gerekmektedir. Kullanılan veri setinde N=7 ve T=55 olduğunu aynı zamanda N'in T'den küçük olduğu dikkate alındığında Breusch ve Pagan (1980) LM test sonuçları daha güvenilir olmaktadır. Yapılan tüm testler ve aynı zamanda Breusch ve Pagan (1980) LM test sonuçları dikkate alındığında tüm değişkenler için temel hipotez olan birimler arası korelasyon yoktur hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Ek olarak, Pesaran (2015) CD testinden elde edilen α değerleri dikkate alındığında GSYİH, sermaye stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketimi değişkeni için α değerlerinin yaklaşık bir olarak hesaplanmasından dolayı bu değişkenler için güçlü bir şekilde birimler arası korelasyon olduğu kararına verilmektedir.

Tablo 4.4'ün ikinci kısmında ise birimler arası korelasyon testleri SE modelinden elde edilen hatalara uygulanmaktadır. Model hataları için Breusch ve Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon test sonucu dikkate alındığında temel hipotez olan birimler arası korelasyon yoktur hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte ve model hataları arasında birimler arası korelasyonun varlığına karar verilmektedir. Bunun yanı sıra Pesaran (2015) CD testinden elde edilen α değeri (α=0.76924) dikkate alındığında ise model hataları için yarı-güçlü formda birimler arası korelasyon olduğu kararına varılmaktadır.

Bir sonraki aşamada ise panel veri modelinin eğim katsayılarına göre homojen veya heterojen olduğunu belirlememiz için homojenlik testleri yapılmaktadır. Test sonuçları Tablo 4.5'te özetlenmektedir.

Tablo 4.5: Panel Veri Modelinde Eğim Parametresinin Homojenlik Testleri

Kullanılan Test	Test istatistiği	Olasılık değeri
Swamy (1970) $\tilde{S}$ testi	3662.75	$p = 0.000$
Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ Testi	30.167	$p = 0.000$
Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi	31.640	$p = 0.000$
Blomquist ve Westerlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC}$ Testi	-1.818	$p = 0.069$
Blomquist ve Westerlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$ Testi	-1.907	$p = 0.056$
Bersvendsen and Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ Testi	-1.543	$p = 0.123$
Bersvendsen and Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ Testi	-1.623	$p = 0.105$
$\tilde{\Delta}_{HAC}$, $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$, $\tilde{\Delta}_{CSA}$ ve $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testleri için heteroskedastisite ve otokorelasyonu kontrol etmek amaçlı HAC standart hataların elde edilişinde Kernel fonksiyonu olarak QS (Quadratic-Spectral) fonksiyonu kullanılmıştır. $\tilde{\Delta}_{CSA}$ ve $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testlerinde birimler arası korelasyonu kontrol etmek amaçlı test sürecinde değişkenlerin yatay kesit ortalamaları kullanılmıştır.		

Tablo 4.5'te panel veri modelinde eğim katsayılarının homojenliğini test etmek amaçlı Swamy (1970) $\tilde{S}$ testi, Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ ve onun küçük örneklem sapması düzeltilmiş versiyonu $\tilde{\Delta}_{adj}$ testi, heteroskedastisite ve otokorelasyona karşı dirençli olan Blomquist ve Westerlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC}$ ve onun küçük örneklem için düzeltilmiş versiyonu olan $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$ testleri, son olarak ise heteroskesdastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli olan Bersvendsen and

Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ ve onun küçük örneklem düzeltmeli versiyonu olan $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testleri yer almaktadır.

Swamy (1970) $\tilde{S}$, Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}_{adj}$ testleri sonuçlarına göre eğim parametrelerinin homojenliği için kurulan temel hipotez %5 güven düzeyinde reddedilmektedir ve bu test sonuçlarına göre eğim katsayıları birimden birime değişmektedir yani heterojendir. Fakat, bu testler literatürde belirtildiği üzere olası heteroskedastisite ve otokorelasyona karşı dirençli değildir. Bu yüzden Blomquist ve Westerlund (2013) tarafından önerilen $\tilde{\Delta}_{HAC}$ ve $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$ testleri daha güvenilirdir bu testler sonucunda temel hipotez olan eğim katsayıları homojendir hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmemektedir ve eğim katsayıların homojen olduğu kararına varılmaktadır. Bersvendsen and Ditzen (2021) çalışmalarında değişkenlerin güçlü birimler arası korelasyona ve otokorelasyona sahip olması durumunda $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testinin değişkenlerin yatay kesit ortalamaları ile genişletilmesi ile $\tilde{\Delta}_{CSA}$ testinin elde edilmesinin testin güç ve boyut özelliklerini iyileştirdiğini belirtmektedir. Tablo 4.4 dikkate alındığında modelin hata teriminin yarı güçlü formda birimler arası korelasyona sahip olduğu kanıtlanmıştır, bu yüzden tüm varsayım bozulmalarını dikkate alan $\tilde{\Delta}_{CSA}$ ve $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testinin kullanılması daha güvenilir olmaktadır. Bu test sonuçlarına göre eğim parametrelerinin homojenliğini sınayan temel hipotez %5 güven düzeyinde reddedilememektedir ve eğim katsayıları birimden birime değişmemektedir ve panel veri modelinin homojen olduğu kararı verilmektedir. Genel olarak, analize tabi tutulan panel yapısının birimler arası korelasyona sahip, fakat eğim katsayılarına göre homojen olduğu sonucuna varılmaktadır.

4.5. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN HOMOJEN OLARAK BELİRLENMESİ

Bölüm 2'de tartışmalar üzerine modelde anlamlı bir yapısal kırılma mevcut ise klasik panel veri tahmincilerinden elde edilen sonuçlar sapmalı ve etkin olmamaktadır. Bu yüzden homojen panel veri modeli tahmin edilmeden önce yapısal kırılmaların belirlenmesi önemlidir. Bölüm 2.5.1 başlığında panel veri modellerinde yapısal kırılmaların ortak olarak belirlenmesi üzerine geniş bir tartışma yer almaktadır ve bu alt bölümde panel veri modelinde yapısal kırılmaların ortak olarak belirlenmesi durumunda Sabit Etkiler modelinin eğiminde gerçekleşen yapısal kırılmalar ve birim etkilerle birlikte eğiminde gerçekleşen kırılmalar (başka değişle rejimde gerçekleşen

kırılmalar) ilk önce test edilerek belirlenecek sonraki aşamada ise belirlenen yapısal kırılmalar modellenecektir.

4.5.1. Eğimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi ve Modellenmesi

Bu alt bölümde eğim katsayılarının birimlere göre homojen olan panel veri modellerinde eğim parametresinde gerçekleşen sıfır kırılmaya karşı s sayıda bilinmeyen çoklu yapısal kırılmayı (Hipotez A) ve s sayıda yapısal kırılmaya karşı s+1 sayıda bilinmeyen çoklu yapısal kırılmayı (Hipotez C) test eden hipotez test sonuçları yer almaktadır. Hipotez A test sonuçları Tablo 4.6'de özetlenmektedir.

Tablo 4.6: Homojen Panel Veri Modelinde Eğimdeki Bilinmeyen Çoklu Yapısal Kırılmaların Hipotez A ile Test Edilmesi

Kırılma Sayısı	**Test istatistiği**	**Kritik değerler %1; %5; %10**	**Kırılma tarihleri**
F(1|0)	1.82	6.09; 4.66; 4.03	1990
F(2|0)	2.53	6.59; 5.24; 4.64	1977, 1990
F(3|0)	1.53	6.92; 5.61; 4.99	1977, 1990, 2008
F(4|0)	3.25**	3.52; 3.02; 2.76	1977, 1990, 2000, 2009
F(5|0)	2.07	2.90; 2.49; 2.30	1973, 1984, 1990, 2000, 2009
F test istatistikleri heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli hale getirilmiştir. Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir. Kritik değerler Bai ve Perron (2003) makalesinden alınmıştır.			

Tablo 4.6'de Ditzen, Karavias ve Westerlund (2021) tarafından Bai ve Perron (2003) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testinin homojen panel veri modellerinin eğiminde bilinmeyen çoklu yapısal kırılmaları test eden Hipotez A test sonuçları gösterilmektedir. Eğimde yapısal kırılmaların test edilmesi için Hipotez A (bakınız 2.5.2) yapısal kırılmalar sırasıyla, bir kırılmayı sıfır kırılmaya karşı, iki kırılmayı sıfır kırılmaya karşı, üç kırılma sıfır kırılmaya karşı vs. test etmektedir. Hipotez A için elde edilen F-istatistikleri heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli hale getirilmiştir. Hipotez A dirençli test sonuçlarına göre, %5 güven düzeyinde en uygun yapısal kırılma sayısı 4 olarak belirlenmiştir. Aynı zamanda eğimde bilinmeyen çoklu yapısal kırılmaların test edilmesi için Hipotez C (bakınız 2.5.2) sonuçları Tablo 4.7'de yer almaktadır.

Tablo 4.7: Homojen Panel Veri Modelinde Eğimdeki Bilinmeyen Çoklu Yapısal Kırılmaların Hipotez C ile Test Edilmesi

Kırılma Sayısı	Test istatistiği	Kritik değerler %1; %5; %10	Kırılma tarihleri
F(1|0)	1.82	6.09; 4.66; 4.03	1990
F(2|1)	3.43	6.59; 5.24; 4.64	1977, 1990
F(3|2)	3.75	6.92; 5.61; 4.99	1977, 1990, 2008
F(4|3)	9.85***	3.52; 3.02; 2.76	1977, 1990, 2000, 2009
F(5|4)	3.75	2.90; 2.49; 2.30	1973, 1984, 1990, 2000, 2009
F test istatistikleri heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli hale getirilmiştir. Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir. Kritik değerler Bai ve Perron (2003) makalesinden alınmıştır.			

Tablo 4.7'de eğim parametresinin birimlere göre homojen olan panel veri modellerinde eğim parametresinde yapısal kırılmaya izin verilmesi durumu s sayıda yapısal kırılmaya karşı s+1 sayıda çoklu yapısal kırılmayı sırasıyla test eden Hipotez C sonuçları yer almaktadır. Bu test hipotezinde kırılmalar kademeli sırayla, yani bir kırılma sıfır kırılmaya karşı, iki kırılma bir kırılmaya karşı, üç kırılma iki karılmaya karşı vs. test edilmektedir. Hipotez C için dirençli test sonuçlarına göre de %5 güven düzeyinde en uygun yapısal kırılma sayısı 4 olarak belirlenmiştir. Yapısal kırılma tarihleri ise her bir kırılma sayısı için Hata Kareler Toplamını (SSR) minimum yapacak şekilde içsel olarak belirlenmektedir. Sonuç olarak Hipotez A ve Hipotez C için aynı kırılma tarihleri belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma tarihleri ve onların güven aralıkları Tablo 4.8'de özetlenmektedir.

Tablo 4.8: Homojen Panel Veri Modelinde Eğimde Belirlenen Yapısal Kırılma Tarihleri ve Güven Aralıkları

Kırılma Sayı	Kırılma tarihi	%95 güven aralığı	
1	1977	1976	1978
2	1990	1989	1991
3	2000	1999	2001
4	2009	2008	2010

Tablo 4.8'de belirlenen 4 kırılma için kırılma tarihleri ve onların güven aralıkları yer almaktadır. 1970'ler sonlarında gerçekleşen ekonomik resesyonun ana bileşenlerini 1973 yılında gerçekleşen ilk petrol krizi ve 1979 yılında gerçekleşen enerji krizi oluşturmaktadır. 1973 Petrol Krizi, 15 Ekim 1973 tarihinde Petrol İhraç Eden Arap Ülkeleri Birliği'nin (OPEC) Yom Kippur Savaşında ABD'nin İsrail Ordusuna destek vermesine karşılık olarak ilan ettiği petrol ambargosudur. OPEC, ABD ve savaşta İsrail'den yana tavır sergileyen ülkelere artık petrol ihraç etmeyeceğini bildirmiştir. Bununla beraber OPEC üyesi ülkeler dünya petrol fiyatlarını yükselterek ülkelerine giren kaynakları artırmaya karar verirler. Gerçekleşen bu kriz petrol fiyatlarının artmasıyla birçok ülkede ekonomik büyümede durgunluğa yol açmıştır (Mikidadu, 2017). Aynı zamanda birinci petrol krizi, ABD dolarına bağlı sabit döviz kurları kuran Bretton Woods sisteminin çöküşünü hızlandırdı ve ülkeler artan enflasyon ve ekonomik çalkantı ortamında döviz kuru istikrarını sürdürmek için mücadele etmek zorunda kalmıştır (Hammes ve Wills, 2005). Gerçekleşen önemli enerji krizlerinin izleyen dönemlerde petrol fiyatı şoklarının enflasyonda artışlara ve ekonomik faaliyet ritminde düşüşlere yol açtığını tahmin eden teorik ve ampirik araştırmalar bulunmaktadır (örneğin bkz. Bruno ve Sachs, 1982; Flood ve Marion, 1982; Hamilton, 1983; Burbige ve Harrison, 1984, Ferderer, 1996). Gerçekleşen bu stagflasyon (ekonomik durgunluk ve enflasyonun aynı anda ortaya çıkması) G7 ülkelerinde ekonomik büyüme volatilitesini inceleyen Antonakakis ve Badinger (2012) tarafından da önemli bir kırılma dönemi olarak belirtilmektedir. Yazarlar ciddi petrol ve enerji krizlerinin gerçekleştiği 1970'ler döneminde ve 2008-2009 yıllarında G7 ülkelerinin ekonomik büyümesinde yüksek volatilitenin ortaya çıktığını raporlamışlardır.

1990 yılı ise dünyada bir resesyon dönemi olarak bilinir. Bu dönemde hem yüksek enflasyon hem de yüksek işsizlik gözlemlenmiştir. Durgunluğa yol açan başlıca faktörler 1990-91 Körfez Savaşı, artan jeopolitik belirsizlik ve petrol fiyatlarındaki keskin artışlar olmuştur. Petrol fiyatı şokunun bir sonucu olarak tüketici ve ticari güven kaybı, merkez bankaları tarafından öncelikle enflasyon endişelerine yanıt olarak uygulanan kısıtlayıcı para politikası, ABD'de, 1980'lerin ortalarından beri belirgin olan borç verme kurumlarının yaygın zayıflığı, özellikle 1990-91 kısıtlayıcı para politikasına rağmen konut piyasasına ağırlık vermesi, soğuk savaş ve müteakip savunma harcamalarındaki düşüş olarak bilinmektedir. 1990-91 resesyonunun belki de en sıra dışı özelliği hem resesyon öncesi hem de sonrasındaki yavaş büyüme

dönemleri olarak nitelendirilmesidir (McNees, 1992). Birçok iktisatçı, bu yüzden 1990 dönemini batı dünyasının çoğunu etkileyen ekonomik gerileme dönemi olarak tanımlar. Blanchard (1996) tarafından ABD'nin, Fabio ve arkadaşlar (2011) tarafından ise birçok Avrupa ülkesi dahil olmak üzere İngiltere, Fransa ve İtalya'nın 1990-91 döneminde ekonomik büyümede gerileme yaşadığı raporlanmıştır.

2000'li yılların başındaki resesyon 2000'lerin başından başlamış olup, esas olarak gelişmiş ülkelerde meydana gelen ekonomik aktivitede bir düşüş olarak nitelendirilmektedir. Durgunluk 2000 ve 2001 yıllarında Avrupa Birliği'ni ve Mart ile Kasım 2001 arasında ABD'ni etkilemiştir. Ulusal Ekonomik Araştırma Bürosu'na (NBER) göre ABD ekonomisi, Başkan George W. Bush'un görev süresinin başlangıcından itibaren Mart 2001'den Kasım 2001'e kadar sekiz aylık bir dönemde durgunluk içindeydi (National Bureau of Economic Research, 2016). Bu durgunluk, bazı ekonomistler tarafından önceden tahmin edilmekteydi, çünkü 1990'ların ekonomik resesyonu ve ardından 1997 Asya mali krizi sırasında Doğu Asya'nın bazı bölgelerinde ekonomik gerileme yaşanması 2000-2001 resesyonunun yapı taşlarını oluşturmuştur (Jennifer ve David, 2001). Aynı zamanda, 1990'ların sonu ve 2000'lerin başında internetle ilgili şirketlerde ve teknoloji hisselerinde hızlı bir artış yaşandı. Yatırımcılar, genellikle karlılıklarını veya uzun vadeli uygulanabilirliklerini dikkate almadan sadece tıklama ve sayfa ziyaret sayılarını dikkate alarak bu işletmelere yatırımlar yaptı. Bu, öncelikle teknoloji sektörüne odaklanan şişirilmiş bir borsa balonuna yol açtı (Penman, 2003; Morris ve Allam, 2012). Ardından ise Dot-com balonu şeklinde isimlendirilen olay 2000 yılında, aşırı şişirilmiş bir Nasdaq piyasa değerinin %75'inden fazlasını kaybedip bir nesil teknoloji yatırımcısının piyasadan silinmesi ile tarihe geçti ve bu olaydan sonra Nasdaq 2015 yılına kadar 2000 zirve değerine geri dönmemiştir (Keaiting vd., 2003). Sonuç itibariyle Dot-com balonunun patlamasının daha geniş ekonomik sonuçları olmuştur. Teknoloji sektöründeki yatırım keskin bir şekilde azalmış ve bu da ilgili sektörlerde sermaye harcamalarının ve iş kayıplarının azalmasına yol açmıştır. Bu sebepten bu dönemde birçok internet tabanlı şirket iflas etmiş veya küçülmüş, bu da sektördeki istihdamda önemli bir düşüşe neden olmuştur (Longdan vd., 2011).

2008 global finansal krizi, dünya çapında yaşanan bir finansal krizdir. Krizin merkezinde, ABD'deki konut kredisi piyasasında başlayan çöküş yer almaktadır. ABD'de düşük faiz oranları ve kolay kredi koşulları nedeniyle, birçok insan ev sahibi olma hayallerini gerçekleştirmek için yüksek riskli konut kredilerine başvurmuştu. Bu

konut kredileri, altın, petrol ve diğer emtialar gibi varlıkların fiyatlarında yaşanan artışlar nedeniyle artan değerlerinin teminatı olarak kullanılmıştı. Ancak, 2007 yılında altın ve emtia fiyatları düşmeye başlamış ve bu da konut borçlarını ödeyemeyenlerin sayısının artmasına ve konut kredilerindeki geri ödeme sorunlarının artmasına neden olmuştur. Bu durum, 2008 yılında ABD'deki konut piyasasının çökmesine ve finansal sistemde bir krize yol açmıştır. Bu kriz, tüm dünya ekonomisini etkiledi ve diğer ülkelerde de finansal krizlere neden oldu (Chan, 2011; Hagan vd., 2011). Dünya genelinde bankalar, yatırım kuruluşları ve diğer finansal kurumlar iflas etmiş ve piyasalar çökmüştür. Krizin sonuçları arasında, işsizlik oranlarının artması, faiz oranlarının yükselmesi, emlak fiyatlarının düşmesi ve ekonomik büyümenin yavaşlaması yer almaktadır. 2008 ekonomik krizi, dünya genelindeki ekonomik faaliyetleri derinden etkileyen ve birçok insanın hayatını olumsuz etkileyen büyük bir finansal kriz olarak tarihe geçmiştir (Jang vd., 2018; Phillips ve Yu, 2011). Antonakakis ve Scharler (2011) yaptıkları araştırmada 2007-2009 döneminde yaşanan ekonomik krizin G7 ülkelerinde yüksek oranda alışılmadık derecede ekonomik büyüme dinamiklerini etkiledikleri belirtmişlerdir.

Kısaca özetleyecek olursak bulunan yapısal kırılma tarihleri G7 ülkelerini de etkileyen önemli küresel krizleri temsil etmektedir ve bu yüzden bulunan yapısal kırılma tarihlerini iktisadi olarak toplam GSYİH miktarını etkileyen önemli kırılma tarihleri olarak nitelendirebilir. Belirlenen yapısal kırılma tarihleri dikkate alınarak eğimde yapısal kırılmalı Sabit Etkiler modeli ve varsayım testleri Tablo 4.9'da özetlenmektedir.

Tablo 4.9: Homojen Panel Veri Modelinde Eğimde Yapısal Kırılmaların Modellenmesi

Değişkenler	Yapısal Kırılmasız Sabit Etkiler Modeli (Model 1)		Eğimde Yapısal Kırılmalı Sabit Etkiler Modeli (Model 2)	
	Katsayı	Driscoll-Kraay St.Hata	Katsayı	Driscoll-Kraay St.Hata
lnK	0.439***	0.045		
lnL	1.565***	0.273		
$lnEC$	0.351***	0.061		
sabit	2.910***	0.481	4.976***	0.643
$lnK-1$			0.420***	0.046
$lnK-2$			0.445***	0.042
$lnK-3$			0.406***	0.042
$lnK-4$			0.371***	0.042
$lnK-5$			0.316***	0.037
$lnL-1$			1.259***	0.234
$lnL-2$			1.072***	0.249
$lnL-3$			1.039***	0.266
$lnL-4$			1.356***	0.244
$lnL-5$			1.438***	0.271
$lnEC-1$			0.165***	0.049
$lnEC-2$			0.154***	0.047
$lnEC-3$			0.242***	0.049
$lnEC-4$			0.277***	0.053
$lnEC-5$			0.370***	0.041
Gözlem sayı	N=7 T=55		N=7 T=55	
R^2-*within*	0.957		0.980	
F-test (Model anlamlılık)	$F_{(3,375)}$ = 2829.49***		$F_{(15,363)}$ = 1183.87***	
F-test (Sabit Etkiler)	$F_{(6,375)}$ = 56.72***		$F_{(6,363)}$ = 128.12***	

Jarque-Bera (1980) Normallik testi	S=-0.032 K=2.769 JB = 0.921	S=0.063 K=2.625 JB=2.501
Birimlere Göre Heteroskedastisitenin Değiştirilmiş Wald testi $\chi^2_{(7)}$	905.74***	84.38***
Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) DW testi	0.068	0.287
Baltagi–Wu (1999) LBI testi	0.123	0.343
Heteroskedasticity-robust Born ve Breitung (2016) otokorelasyon HR testi	0.51	1.97*
Birimler arası Korelasyon Testleri	LM=196.26*** LM_{adj}=26.98*** CD=1.06 CD_w=-3.66*** CD_{w+} = 42.60*** CD*=0.54	LM=135.121*** LM_{adj}=17.544*** CD=6.89*** CD_w=5.30*** CD_{w+} = 50.67*** CD*= -1.89*
Ramsey-Reset S test S1 S2 S3	 7.971*** 19.246*** 13.411***	 11.109*** 15.335*** 10.589***

*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.
Değişkenlere ilişkin standart hatalar hesaplanırken heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli olan Driscoll-Kraay (1998) standart hatalar kullanılmıştır.
Model 2'de yer alan değişkenler oluşturulurken Ditzen, Karavias ve Westerlund'ın (2021) önermeleri üzerine 2.4.2 başlığı altında tartışılan veriyi bölme yaklaşımı kullanılmıştır. Model 2'de yer alan değişken isimleri karşısındaki 1, 2, 3, 4 ve 5 rakamları sırasıyla 1965-1977, 1978-1990, 1991-2000, 2001-2009 ve 2010-2019 dönemlerinde katsayıları ifade etmektedir.

Tablo 4.9'da eğimde yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı (Model 1) ve alındığı (Model 2) durum için iki ayrı Sabit Etkiler modeli tahmin edilmektedir. Her iki modelin genel anlamlılığını test eden F-test istatistikleri sırasıyla 2829.49 ve 1183.87 olarak hesaplanmış ve %5 güven düzeyinde temel hipotez reddedilerek her iki modelin genel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Her iki modelde birim etkileri test etmek amaçlı kullanılan F-test istatistikleri %5 güven düzeyinde anlamlı bulunmuş ve bu testin sonuçlarına dayanarak 7 ülkeden oluşan birimlerin etkisinin modelde anlamlı olduğu kararına varılmıştır. Bu nedenle, SE modelinin Grup-içi tahmincisinin, Havuzlanmış En Küçük Kareler (POLS) tahmincisine kıyasla daha tutarlı sonuçlar verdiği kararına varılmıştır. Yapısal kırılmayı dikkate almayan modelin (Model 1) R^2-*within* değeri 0.957 olarak hesaplanırken, yapısal kırılmayı dikkate alan (Model 2) model için R^2-*within* değeri ise 0.980 olarak hesaplanmıştır. Bu durum yapısal kırılmaların dikkate alınmasının model varyansının açıklama gücüne katkıda bulunduğu anlamına gelir.

Tablo 4.9'un devamında her iki model için varsayımsal testlere yer verilmektedir. Sabit Etkiler modelinde kullanılan Jarque-Bera (1980) normallik testi sonuçlarına göre %5 anlamlılık düzeyinde temel hipotez olan hatalar normal dağılıma uymaktadır hipotezi reddedilememektedir ve her iki modelin hataları normal dağılıma uymaktadır kararı verilmektedir. Bu varsayımın sağlanması elde edilen test istatistiklerinin güvenilir bir şekilde hipotez karar aşamasında kullanılması için önemli olmaktadır. Bunun yanı sıra heteroskedastisiteyi test etmek amaçlı Birimlere Göre Heteroskedastisitenin Değiştirilmiş Wald testi kullanılmış ve bu test sonucuna göre her iki model için %5 anlamlılık düzeyinde temel hipotez olan birimlere göre heteroskedastisite yoktur hipotezi reddedilmiştir, bu yüzden her iki modelin hata varyansı birimden birime değişkenlik göstermektedir. Ek olarak, hatalar arasında otokorelasyonu test etmek için birinci mertebeden otokorelasyonu test eden Bhargava, Franzini, and Narendranathan (1982) DW test istatistikleri sırasıyla DW=0.068 ve DW=0.287, Baltagi–Wu (1999) LBI test istatistikleri ise LBI=0.123 ve LBI=0.343 olarak elde edilmiştir. Elde edilen test istatistikleri 0'a yakın olduğundan birimler bazında hatalar arasında pozitif otokorelasyon olduğu kararına varılmıştır. Ek olarak, Born and Breitung (2016) tarafından geliştirilen ve heteroskedastisite olma durumunda otokorelasyonu test eden dirençli HR testi ile otokorelasyon test edilmiştir. Elde edilen test sonuçlarına göre her iki model için %5 anlamlılık düzeyinde

heteroskedastisite olma durumu dikkate alındığı zaman birinci mertebeden otokorelasyon gözlemlenmemektedir.

Panel verileri zaman serilerinden ayrıştırılan önemli varsayımlardan bir diğeri birimler arası korelasyon olmaması varsayımıdır. Bu varsayımı test etmek için 1.3.2. başlığı altında geniş bir tartışma yapılmaktadır. Üzerinde çalışılan veri seti dikkate alındığında N=7 ve T=55 olmaktadır ve N<T'dir olduğundan, başka bir değişle N sabit T'nin sonsuza gittiği durum için Breusch-Pagan (1980) LM test sonuçları daha güvenilir olmaktadır. Bu test dikkate alındığında %5 güven düzeyinde temel hipotez olan birimler arası korelasyon yoktur hipotezi Model 1 ve Model 2 için reddedilmektedir ve her iki model için birimler arası korelasyonun mevcut olduğu kararına varılmıştır.

Genel olarak tüm doğrusal modeller için geçerli olan varsayımlardan biri de model spesifikasyonunun doğru olması, yani modelin yeterli sayıda değişkenle doğru matematiksel formla (y ve x çiftlerini doğru birleştirme fonksiyonuyla) oluşturulması varsayımıdır. Bu varsayımı test etmek amaçlı her iki model için Ramsey-Reset testinin farklı matematiksel formlara karşı dirençli olan DeBenedictis ve Giles (1999) Reset S testleri kullanılmaktadır. Elde edilen test sonuçlarına göre her iki modelde de tanımlama hatasının mevcut olduğu söylenebilmektedir. Bu yüzden eğimde yapısal kırılmalarla birlikte, rejimde yapısal kırılmalarında incelenmesine gerek duyulmaktadır. Her iki modelde heteroskedastisite ve birimler arası korelasyon gözlemlendiğinden bu durumlara karşı dirençli olan Driscoll-Kraay (1998) dirençli standart hatalar kullanılmaktadır.

Model katsayıları yorumlanırsa Model 1'de değişken katsayıları tüm dönemler boyunca yani 1965-2019 yılları için değişmemektedir. Kapital stoğu, beşeri sermaye endeksinde ve enerji tüketiminde %1 artış diğer bağımsız değişkenler sabitken ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.439, %1.565 ve %0.351 kadar artırmaktadır.

Model 2'de yer alan değişkenler oluşturulurken Ditzen, Karavias ve Westerlund'un (2021) önermeleri üzerine 2.4.2 başlığı altında tartışılan veriyi bölme yaklaşımı kullanılmıştır. Değişkenlerin karşısında bulunan 1, 2, 3, 4 ve 5 rakamları Tablo 4.7'ta belirlenen 1977, 1990, 2000 ve 2009 yıllarını sonucunda ortaya çıkan 5 farklı dönemde, yani 1965-1977, 1978-1990; 1991-2000, 2001-2009 ve 2010-2019 dönemlerinde katsayıları ifade etmektedir. Model 2'nin katsayıları yorumlanırsa, diğer değişkenlerin etkisi sabitken sermaye stoğu değişkenindeki %1'lik artışa karşı

ekonomik büyüme 1965-1977 döneminde %0.420 artarken, 1978-1990 döneminde %0.445, 1991-2000 döneminde %0.406, 2001-2009 döneminde %0.371 ve 2010-2019 döneminde %0.316 olarak artmaktadır. Sermaye stoğunun ekonomik büyüme üzerinde etkisi giderek azalan bir etkiye sahiptir.

Beşeri sermaye endeksi değişkenindeki %1'lik artışa karşı diğer değişkenlerin etkisi sabitken 1965-1977 döneminde ekonomik büyüme %1.259, 1978-1990 döneminde %1.072, 1991-2000 döneminde %1.039, 2001-2009 döneminde %1.356 ve 2010-2019 döneminde ise %1.438 artmaktadır. Beşeri sermayedeki artışın ekonomik büyüme üzerinde 1990 yıllarından sonra giderek artan bir etkiye sahiptir. Bunun ana nedeni, 1990'lı yılların sonlarına doğru, küreselleşmenin hızlandığı ve bilgi teknolojilerinin geliştiği bir dönemin başlamasıdır. Genel hatlarıyla, işgücü piyasalarının rekabetçi hale gelmesi, yeni teknolojilerin kullanımının yaygınlaşması ve iş süreçlerinin değişmesi, insana dayalı beceri ve bilgi gerektiren işlerin sayısını artırmakta ve bu gelişmeler, beşerî sermayenin önemini artırmaktadır. Ayrıca, uluslararası rekabetin artması ve ekonomilerin bilgi ve teknoloji yoğun sektörlere kayması, ülkelerin beşerî sermayelerini artırmalarına neden olmuştur. Bu nedenlerden dolayı, beşeri sermaye endeksinin ekonomik büyüme üzerinde etkisi diğer değişkenlerin etkisi sabitken sermaye stoğunu üstelemekte ve ekonomik büyüme üzerinde daha fazla etkiye sahip olmaktadır.

Enerji tüketiminde her %1'lik artışa karşı ekonomik büyüme 1965-1977 döneminde %0.165, 1978-1990 döneminde %0.154, 1991-2000 döneminde %0.242, 2001-2009 döneminde %0.277 ve 2010-2019 döneminde %0.370 artmaktadır. Enerji tüketimin ekonomik büyüme üzerinde giderek artan bir etkiye sahiptir. Enerji tüketimi ekonomik büyümenin anahtar girdisi olmakla, üretim ve hizmet sektörlerinin işleyişini destekleyen temel bir unsur olarak kabul edilir. Ekonomik büyüme hızı arttıkça, daha fazla enerji tüketimine ihtiyaç duyulur. Bu nedenle, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında zamanla artan pozitif bir ilişki vardır ve yapısal kırılmalı Sabit Etkiler model sonuçları pozitif ve zamanla artan ilişkiyi desteklemektedir. Genel olarak Model 2 yorumlanırsa içsel olarak bulunan kırılma tarihleri ve değişkenlerin ekonomik büyümeyi etkileme yönü ve gücü iktisadi olarak beklentileri karşılamaktadır.

4.5.2. Rejimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi ve Modellenmesi

Bir önceki alt bölümde homojen panel veri modelinde eğimde yapısal kırılmalar belirlenirken bu alt bölümde eğimle birlikte sabit etkilerde gerçekleşen

yapısal kırılmalar dikkate alınarak rejimde yapısal kırılmalar belirlenecektir. Tablo 4.10'da panel veri modellerinde rejimde bilinmeyen çoklu yapısal kırılmaya izin verilmesi durumu sıfır kırılmaya karşı s sayıda kırılmayı sırayla test eden Hipotez A kullanılmıştır.

Tablo 4.10: Homojen Panel Veri Modelinde Rejimdeki Bilinmeyen Çoklu Yapısal Kırılmaların Hipotez A ile Test Edilmesi

Kırılma Sayısı	**Test istatistiği**	**Kritik değerler %1; %5; %10**	**Kırılma tarihleri**
F(1|0)	0.25	6.09; 4.66; 4.03	1990
F(2|0)	2.78	4.82; 4.00; 3.08	1977, 1990
F(3|0)	2.20	4.05; 3.46; 3.17	1977, 1990, 2008
F(4|0)	3.60***	3.52; 3.02; 2.76	1977, 1990, 2000, 2009
F(5|0)	5.24***	2.90; 2.49; 2.30	1973, 1984,1992, 2000, 2009
F test istatistikleri heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli hale getirilmiştir. Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir. Kritik değerler Bai ve Perron (2003) makalesinden alınmıştır.			

Tablo 4.10 Ditzen, Karavias ve Westerlund (2021) tarafından Bai ve Perron (2003) yapısal kırılma testinin homojen panel veri modellerinde rejimde bilinmeyen çoklu sayda yapısal kırılmaların belirlenmesi için geliştirilen Hipotez A test sonuçlarını göstermektedir. Bu test sonucunda en az 4 kırılma istatistiksel olarak anlamlıyken, en fazla 5 kırılma istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bulunan 4 kırılma eğimde bulunan kırılma tarihleri ile aynıdır. Tablo 4.11'de ise homojen panel veri modellerinde rejimdeki bilinmeyen çoklu sayıda yapısal kırılmaya izin verilmesi durumu kademeli sıralı hipotez olan Hipotez C ile test edilmektedir.

Tablo 4.11: Homojen Panel Veri Modelinde Rejimdeki Bilinmeyen Çoklu Sayda Yapısal Kırılmanın Hipotez C ile Test Edilmesi

Kırılma Sayısı	**Test istatistiği**	**Kritik değerler %1; %5; %10**	**Kırılma tarihleri**
F(1|0)	0.25	6.09; 4.66; 4.03	1990
F(2|1)	5.18*	6.59; 5.24; 4.64	1977, 1990
F(3|2)	13.10***	6.92; 5.61; 4.99	1977, 1990, 2008
F(4|3)	13.11***	7.33; 5.87; 5.23	1977, 1990, 2000, 2009
F(5|4)	64.96***	2.90; 2.49; 2.30	1973, 1984,1992, 2000, 2009
F test istatistikleri heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli hale getirilmiştir. Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir. Kritik değerler Bai ve Perron (2003) makalesinden alınmıştır.			

Hipotez C test sonuçlara göre %1 güven düzeyinde en az 3 kırılma istatistiksel olarak anlamlıyken, en fazla 5 kırılma anlamlı olmaktadır. Her iki test hipotezi farklı sayıda yapısal kırılmayı önerdiğinden hem Hipotez A hem de Hipotez C sonuçlarının önerdiği 3, 4 ve 5 kırılmalı rejim modelleri Tablo 4.12'de karşılaştırılmaktadır.

Tablo 4.12: Rejimde Farklı Kırılma Modellerinin Karşılaştırılması

Model 1- 3 kırılmalı 4 rejimli model						
Değişkenler	Rejim 1 (1965-1977)	Rejim 2 (1978-1990)	Rejim 3 (1991-2008)	Rejim 4 (2009-2019)	-	-
lnK	0.283***	0.524***	0.316***	0.396***	-	-
lnL	1.824***	0.927***	2.899***	1.351***	-	-
$lnEC$	0.425***	0.548***	0.668***	0.337***	-	-
Sabit	4.444***	0.640	0.702***	3.602***	-	-
Gözlem sayı	N=7 T=13	N=7 T=13	N=7 T=18	N=7 T=11	-	-
Ramsey-Reset S test						
S1	3.163*	1.053	1.042	0.899		
S2	1.621	1.890	0.680	0.516		
S3	1.103	1.885	0.662	0.606		
Model 2- 4 kırılmalı 5 rejimli model						
Değişkenler	Rejim 1 (1965-1977)	Rejim 2 (1978-1990)	Rejim 3 (1991-2000)	Rejim 4 (2001-2009)	Rejim 5 (2010-2019)	-
lnK	0.283***	0.524***	0.041*	0.368***	0.360***	-
lnL	1.824***	0.927***	4.303***	0.875**	1.442**	-
$lnEC$	0.425***	0.548***	0.556***	0.899***	0.337***	-
Sabit	4.444***	0.640	4.424***	0.350	4.515**	-

Gözlem sayı	N=7 T=13	N=7 T=13	N=7 T=10	N=7 T=9	N=7 T=10	-
Ramsey-Reset S test						
S1	3.163*	1.053	1.404	1.505	3.238*	
S2	1.621	1.890	1.449	1.738	2.612*	
S3	1.103	1.885	1.445	2.194	2.107*	
Model 3 - 5 kırılmalı 6 rejimli model						
Değişkenler	Rejim 1 (1965-1973)	Rejim 2 (1974-1984)	Rejim 3 (1985-1992)	Rejim 4 (1993-2000)	Rejim 5 (2001-2009)	Rejim 6 (2010-2019)
lnK	0.194**	0.512***	0.701***	0.140***	0.368***	0.360***
lnL	0.710**	1.309***	-0.057	4.481***	0.875**	1.442**
$lnEC$	0.641***	0.147	0.142	0.560***	0.899***	0.337***
Sabit	5.138***	3.707***	2.289**	2.581**	0.350	4.515**
Gözlem sayı	N=7 T=9	N=7 T=11	N=7 T=8	N=7 T=8	N=7 T=9	N=7 T=10
Ramsey-Reset S test						
S1	1.431	4.222**	4.636**	0.269	1.505	3.238*
S2	0.922	2.987**	4.459***	0.484	1.738	2.612*
S3	0.723	2.984**	4.466***	0.494	2.194	2.107*
*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir. Model 1-3'te yer alan değişkenler oluşturulurken Ditzen, Karavias ve Westerlund'ın (2021) önermeleri üzerine 2.4.2 başlığı altında tartışılan veriyi bölme yaklaşımı kullanılmıştır.						

Tablo 4.12'de panel veri modellerinde rejimde yapısal kırılmaların modellenmesi için zamana göre veriyi bölme yaklaşımı kullanılmaktadır. Bu sebeple fazla sayıda belirlenen rejimde yapısal kırılma sayındaki artış her rejime düşen zaman gözlemi sayısını azaltmakta ve modelde serbestlik derecesi azalması sorununa yol açmaktadır. Aylık ve çeyreklik verilerde serbestlik derecesi sorununa çok fazla rastlanılmazken, yıllık verilerde ulaşılan gözlem sayısı dikkate alındığında böyle bir sorunun ortaya çıkması olasıdır. Üzerinde çalışan veri setinin zaman boyutu T=55 olduğu dikkate alınırsa fazla sayıda rejimde yapısal kırılmanın dikkate alınması yararlı olmayacaktır. Tablo 4.12 dikkate alındığında 5 kırılmalı 6 rejimi dikkate alan 3 numaralı modelde fazla rejim kırılmalarından dolayı 2 ve 3.rejimde bazı parametreler istatistiksel olarak anlamsızlaşmakta, modelde tanımlama hatası ortaya çıkmakta ve aynı zamanda bulunan yapısal kırılma tarihleri de yapısal kırılma açısından bir anlam ifade etmemektedir. Bu yüzden Model 3'ün kullanılması doğru bir yaklaşım olmayacak ve 3 sayıda rejimde yapısal kırılmayı dikkate alan Model 1 ve 4 sayıda rejimde yapısal kırılmayı dikkate alan Model 2 arasından tercih yapma uygun olacaktır. Hipotez A ve Hipotez C dikkate alındığında 4 sayıda rejimde yapısal kırılmanın her iki hipotezde anlamlı bulunması ve her iki modelde bağımsız değişkenlerin en az %10 güven düzeyinde anlamlı olması, Ramsey-Reset S testine göre de her iki model kullanımının model tanımlama hatasına yol açmaması iki modelin de kullanılabileceği anlamına gelir. Diğer bir yandan eğimde yapısal kırılma sayının 4 alınmasından dolayı rejimde kırılma sayısının da 4 olarak belirlenmesi daha tutarlı bir yaklaşım olacaktır. Bu nedenle rejimde kırılma sayısı 4 olarak belirlenmiş ve bu kırılma tarihleri 1977, 1990, 2000 ve 2009 yılları olarak tahmin edilmiştir. Belirlenen yapısal kırılma tarihleri ve güven aralıkları Tablo 4.13'te ele alınmaktadır.

Tablo 4.13: Rejimdeki Yapısal Kırılma Tarihleri ve Güven Aralıkları

Kırılma Sayısı	**Kırılma tarihi**	**%95 Güven aralıkları**	
1	1977	1976	1978
2	1990	1989	1991
3	2000	1999	2001
4	2009	2008	2010

Belirlenen yapısal kırılma yılları dikkate alınarak rejimde yapısal kırılmalı Sabit Etkiler modeli ve varsayımların testleri Tablo 4.14'te özetlenmektedir.

Tablo 4.14: Homojen Panel Veri Modelinde Rejimde Yapısal Kırılmaların Modellenmesi

Değişkenler	Rejim 1 (1965-1977)	Rejim 2 (1978-1990)	Rejim 3 (1991-2000)	Rejim 4 (2001-2009)	Rejim 5 (2010-2019)
lnK	0.283***	0.524***	0.041*	0.368***	0.360***
lnL	1.824***	0.927***	4.304***	0.875**	1.442**
$lnEC$	0.425***	0.548***	0.556***	0.899***	0.337***
Sabit	4.444***	0.640	4.424***	0.350	4.515**
Gözlem sayı	N=7 T=13	N=7 T=13	N=7 T=10	N=7 T=9	N=7 T=10
R^2-*within*	0.977	0.893	0.897	0.791	0.616
F-test (Model anlamlılık)	$F_{(3,81)}$ =1152.52***	$F_{(3,81)}$ =224.92***	$F_{(3,60)}$ =174.30***	$F_{(3,53)}$ =66.89***	$F_{(3,60)}$ =32.13***
F-test (Sabit Etkiler)	$F_{(6,81)}$=150.88***	$F_{(6,81)}$ =161.50***	$F_{(6,60)}$ =102.01***	$F_{(6,53)}$ =111.09***	$F_{(6,60)}$ =38.82***
Jarque-Bera (1980) Normallik testi	S=0.451 K=2.596 JB=3.710	S=0.204 K=2.549 JB=1.406	S=0.450 K=2.767 JB=2.518	S=0.070 K=2.706 JB=0.278	S=0.112 K=2.932 JB=0.161
Birimlere Göre Heteroskedastisitenin Değiştirilmiş Wald testi- $\chi^2_{(7)}$	173.95***	86.40***	27.72***	1035.82***	140.68***

Bhargava, Franzini, and Narendranathan (1982) DW testi	0.395	0.335	0.344	0.858	0.515
Baltagi–Wu (1999) LBI testi	0.676	0.617	0.815	1.224	0.903
Heteroskedasticity-robust Born ve Breitung (2016) otokorelasyon testi	-0.66	0.27	-1.08	-1.14	-0.68
Birimler arası Korelasyon Testleri	LM=100.78*** LM_{adj}=12.02*** CD=-0.48 CD_w=-0.81 CD_{w+}=39.37*** CD*=3.49	LM=78.44*** LM_{adj}=8.57*** CD=-1.37 CD_w=-2.24** CD_{w+}=33.97*** CD*=0.99	LM=92.73*** LM_{adj}=10.68*** CD=-0.18 CD_w=-1.31 CD_{w+}=34.60*** CD*=-1.01	LM=45.49*** LM_{adj}=3.341*** CD=0.15 CD_w=-0.61 CD_{w+}=21.83*** CD*=0.39	LM=63.36*** LM_{adj}=6.15*** CD=1.06 CD_w=-1.73* CD_{w+}=28.36*** CD*=2.32**
Ramsey-Reset (1999) S testi S1 S2 S3	 3.163* 1.621 1.103	 1.053 1.890 1.885	 1.404 1.449 1.445	 1.505 1.738 2.194	 3.238* 2.612* 2.107*

*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Değişkenlere ilişkin standart hatalar hesaplanırken heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli olan Robust Driscoll-Kraay (1998) standart hatalar kullanılmıştır.

Model 1-4'te yer alan değişkenler oluşturulurken Ditzen, Karavias ve Westerlund'ın (2021) önermeleri üzerine 2.4.2 başlığı altında tartışılan veriyi bölme yaklaşımı kullanılmıştır.

Tablo 4.14'te rejim modelleri oluşturulurken Ditzen, Karavias ve Westerlund'ın (2021) önermeleri üzerine 2.4.2 başlığı altında tartışılan veriyi bölme yaklaşımı kullanılmıştır. Model 1, 2, 3, 4 ve 5 için Tablo 4.13'de belirlenen 1977, 1990, 2001 ve 2008 yıllarını sonucunda ortaya çıkan 5 farklı rejim modeli olan 1965-1977 (Model 1), 1978-1990 (Model 2), 1991-2000 (Model 3), 2001-2008 (Model 4) ve 2009-2019 (Model 5) model sonuçları yer almaktadır. Modelin genel anlamlılığını test eden F test sonuçlarına göre tüm modeller için temel hipotez %5 güven düzeyinde reddedilerek tüm modellerin genel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Birim etkileri test etmek için kullanılan F-test istatistikleri %5 güven düzeyinde tüm modeller için anlamlı bulunmuştur ve test sonucunda 7 ülkeden oluşan birim etkisinin tüm modeller için anlamlı bir etkiye sahip olduğu kararına varılmıştır. Rejim modelleri için R^2-*within* değeri sırasıyla 0.977 (Model 1), 0.893 (Model 2), 0.897 (Model 3), 0.791 (Model 4) ve 0.616 (Model 5) olarak hesaplanmıştır.

Tablo 4.14'ün devamında tüm modeller için varsayımlar testlerine yer verilmektedir. Rejim kırılmalı sabit etkiler modelinde kullanılan Jarque-Bera Normallik (1980) testi sonuçlarına göre %5 anlamlılık düzeyinde temel hipotez olan hatalar normal dağılıma uymaktadır hipotezi tüm modeller için reddedilememektedir ve tüm modellerin hata terimleri normal dağılıma uymaktadır. Bunun yanı sıra heteroskedastisiteyi test etmek amaçlı Birimlere Göre Heteroskedastisitenin Değiştirilmiş Wald testi kullanılmış ve bu test sonucuna göre tüm rejim modeller için %5 anlamlılık düzeyinde temel hipotez olan birimlere göre heteroskedastisite yoktur hipotezi reddedilmiştir, bu sebeple tüm modellerin hata varyansı birimden birime değişmektedir. Tüm modelleri için birinci mertebeden otokorelasyonu test eden Bhargava, Franzini, and Narendranathan (1982) DW ve Baltagi–Wu (1999) LBI testi test istatistikleri elde edilmiştir. Elde edilen test istatistikleri 0'a yakın hesaplandığından tüm rejim modelleri için birimler içinde hatalar arasında pozitif otokorelasyon olduğu kararına varılmaktadır. Aynı şekilde, Born and Breitung (2016) tarafından geliştirilen ve heteroskedastisite olma durumunda dirençli HR testi ile otokorelasyon test edilmektedir. Elde edilen test sonuçlarına göre %5 anlamlılık düzeyinde heteroskedastisite dikkate alındığında tüm modellerde birinci mertebeden otokorelasyon gözlemlenmemektedir.

Sabit Etkiler modelinin varsayımlarından bir diğeri birimler arası korelasyon olmaması varsayımıdır. Üzerinde çalışılan veri seti dikkate alındığında rejim

modellerde N<T olmaktadır bu durumda Breusch-Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon test sonuçları daha güvenilir olmakta ve iyi bir güç ve boyut özelliği sergilemektedir. Bu test dikkate alındığında %5 güven düzeyinde temel hipotez olan birimler arası korelasyon yoktur hipotezi tüm rejim modelleri için reddedilmektedir ve tüm modellerde birimler arası korelasyonun varlığı kararına varılmaktadır.

Genel olarak tüm doğrusal modeller için geçerli olan varsayımlardan biri de model spesifikasyonunun doğru olması varsayımıdır. Bu varsayımı test etmek için farklı matematiksel formlara karşı dirençli olan DeBenedictis ve Giles (1999) Reset S testi kullanılmaktadır. Tüm rejim modellerinde Reset S test sonuçlarına göre model tanımlama hatası gözlemlenmemektedir. Bu durum yapısal kırılmaların dikkatli bir şekilde incelenmesi ve modellenmesinin önemli dışlanmış değişken sorununun çözülerek model tanımlama hatasının ortadan kaldırılmasına yardımcı olduğunu gösterir. Rejim modellerinden heteroskedastisite ve birimler arası korelasyon, gözlemlendiğinden bu durumlara karşı dirençli olan Driscoll-Kraay (1998) dirençli standart hatalar kullanılmaktadır.

1965-1977 dönemlerini kapsayan Sabit Etkiler modelinde (Model 1) modele dahil olan tüm değişkenler %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu dönemde, kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketiminde %1'lik artış diğer bağımsız değişkenler sabitken ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.283, %1.824 ve %0.425 artırmaktadır. Benzer şekilde 1978-1990 dönemlerini kapsayan Model 2 sonuçlarına göre de modele dahil edilen tüm değişkenler %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmakta ve kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketiminde %1'lik artış diğer bağımsız değişkenler sabitken ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.524, %0.927 ve %0.548 artırmaktadır.

1991-2000 dönemlerini kapsayan Model 3'te modele dahil edilen bağımsız değişkenlerden kapital stoğu değişkeni %10 güven düzeyinde, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketimi ise %5 güven düzeyinde ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkiye sahiptir. 1991-2000 yılları döneminde kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketiminde %1'lik artış diğer bağımsız değişkenler sabitken ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.041, %4.304ve %0.556 artırdığı gözlemlenmektedir.

2001-2008 dönemlerini kapsayan Model 4'te modele dahil edile tüm bağımsız değişkenler %5 güven düzeyinde ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkiye sahipken, bu dönemde, kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketimindeki her %1'lik artış diğer bağımsız değişkenler sabitken ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.368, %0.875 ve %0.899 artırmaktadır.

Model 5 yani 2009 yılı sonrası dönemi kapsayan Sabit Etkiler modelinde ise modele dahil olunan kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketimi değişkenleri %5 güven düzeyinde ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkiye sahiptir ve 2009 yılı sonrasında kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketimindeki her %1'lik artış diğer bağımsız değişkenler sabitken ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.360, %1.442 ve %0.337 artırmaktadır.

Dikkat edilirse kapital stoğu değişkeni rejimler itibariyle çok fazla değişkenlik göstermezken en fazla 1978-1990 döneminde ekonomik büyüme üzerinde etkili olmuştur. Bunun ana nedeni büyük bir gelişim sürecinden geçen G7 ülkelerinin bu dönemlerde altyapı yatırımlarına büyük önem vermesidir. Beşeri sermaye endeksi de benzer şekilde tüm dönemlerde ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkiye sahiptir ve bu etki en fazla 1991-2000 döneminde kendini göstermektedir. Bu dönem bilgi ekonomisine geçisin temel taşlarının atıldığı bir dönem olduğundan beşeri sermayeye daha fazla yatırım yapılmış ve bu yatırımlardan pozitif geri dönüşler elde edilmiştir.

Enerji tüketiminin zamanla artan bir etkisi bulunurken 2008 sonrasında ekonomik büyüme üzerinde etkisinde bir düşüş yaşanmıştır. Bunun nedenlerinin en önemlilerinden biri son dönemlerde üretimde çevre dostu olan ve daha az enerji sarf eden teknolojilere geçişin ve sürdürülebilir üretim anlayışına geçişin sağlanmasıdır. 2008 yılından sonra enerji tasarruflu LED aydınlatma teknolojileri, akıllı fabrika otomasyonları ve düşük enerjili elektronik cihazların kullanımın artmasından dolayı daha fazla enerji tüketimin daha fazla üretim anlamına gelmediği gerçeği kabul edilmiş ve enerjinin üretim açısından daha verimli kullanılmasına yönelinmiştir.

4.6. HOMOJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN ZAMANA GÖRE HETEROJEN OLARAK BELİRLENMESİ

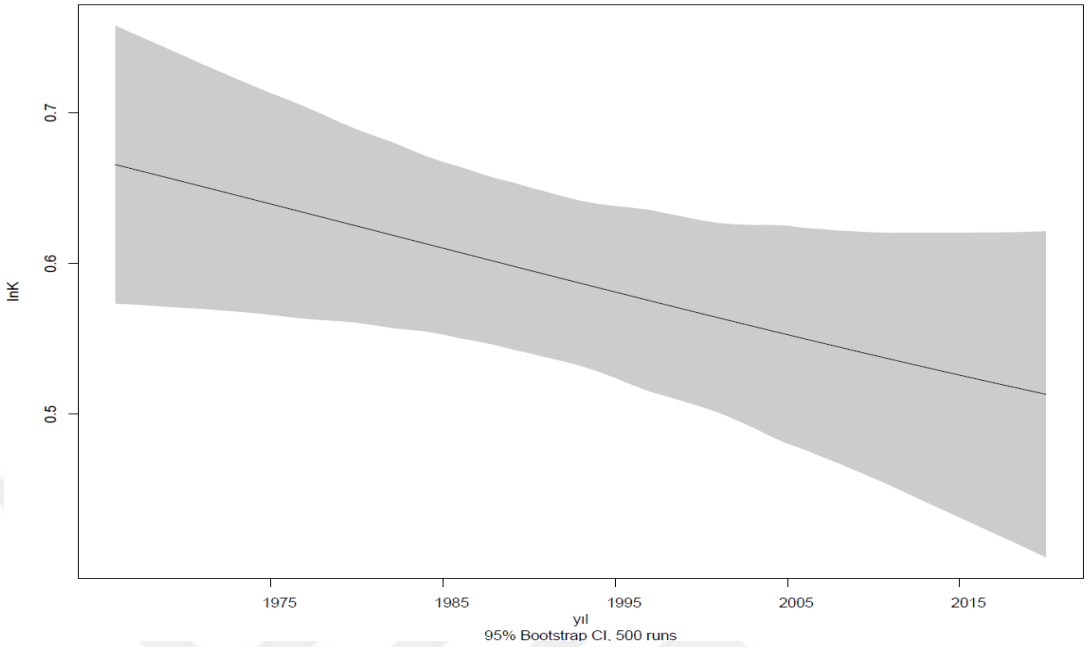
Bu bölümde Ditzen vd. (2021) eğim parametresinin homojen olduğu panel veri modellerinde değişkenlere göre yapısal kırılmaların ortak olarak belirlenmesi durumu esnetilerek eğim katsayıların zaman boyunca farklı değerler almasını sağlayan Sun vd. (2009) tarafından geliştirilen Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (TVFE)

modeli uygulanmaktadır. Bu modelin önemli avantajı homojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların keskin bir şekilde gerçekleşmesini varsaymak yerine yumuşak geçişli olarak gerçekleştiğini varsaymaktır.

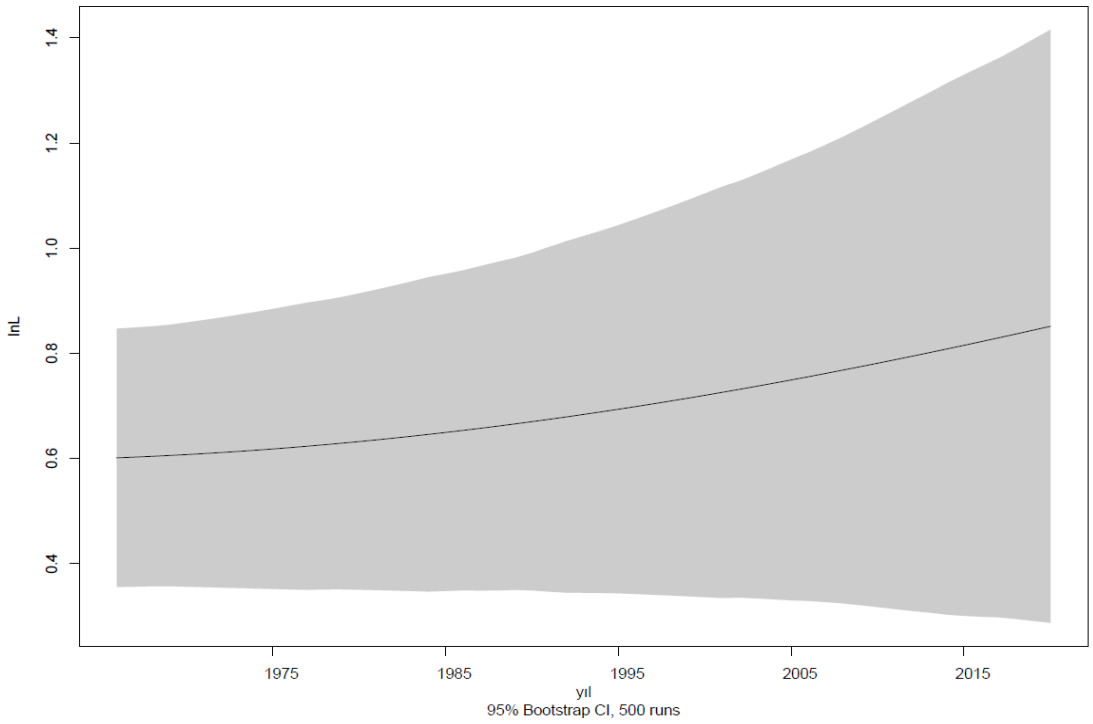
Tablo 4.15: Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (TVFE) Model Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Ortalama Katsayı	Güven aralığı	
		Alt limit %90 %95 %99	Üst Limit %90 %95 %99
lnK	0.588	0.523 0.516 0.508	0.652 0.660 0.668
lnL	0.699	0.375 0.337 0.286	1.023 1.061 1.112
$lnEC$	0.535	0.432 0.423 0.412	0.638 0.647 0.658
TVFE modeli için Bandwith düzleştirme parametresi Guassian yaklaşımıyla BW = 0.4399 olarak hesaplanmıştır. Güven aralıklarının alt ve üst sınırlarının hesaplanması için 1000 yenilemeli Bootstrap yaklaşımı kullanılmıştır.			

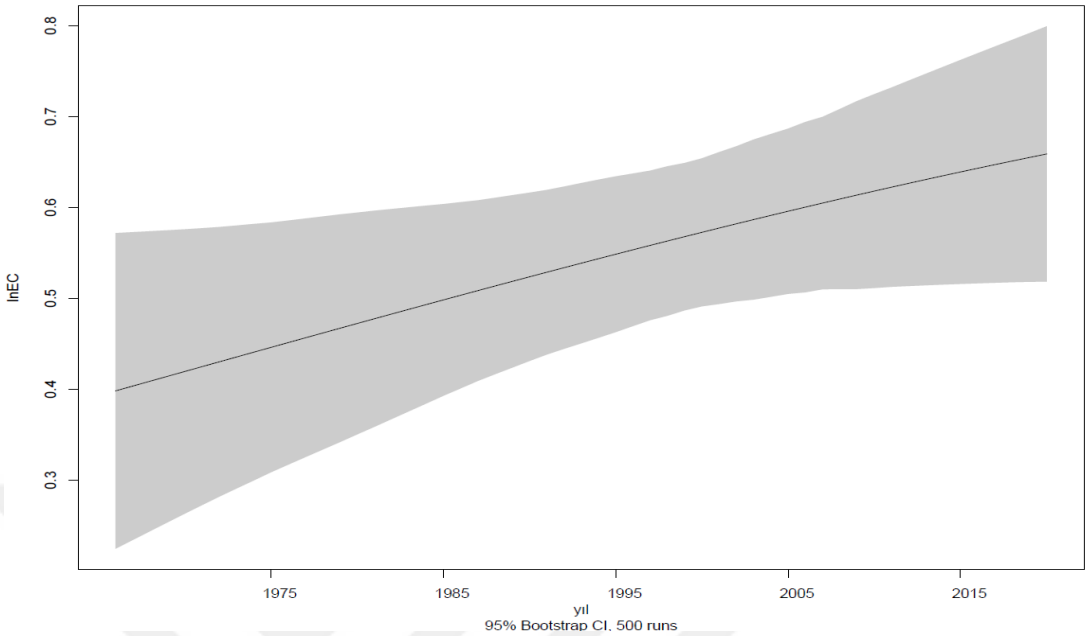
Tablo 4.15'te Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler model sonuçları özetlenmektedir. 1000 kez yenilemeli Bootstrap yaklaşımıyla hesaplanan %99 güven aralıkları kapital stoğu için 0.508 ile 0.668, beşeri sermaye endeksi için 0.286 ile 1.112, enerji tüketimi için ise 0.412 ile 0.658 olarak tahmin edilmektedir. Bu sebeple %1 güven düzeyinde tüm bağımsız değişkenlerin ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahip olduğu söylenebilinir. Model katsayıları yorumlarınsa kapital stoğu, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketiminde %1 artış diğer bağımsız değişkenler sabitken 1965-2019 yıllarında ortalama olarak ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.588, %0.699 ve %0.535 olarak artırmaktadır. TVFE model değişkenlerinin zamana göre değişen katsayıları aşağıda görselleştirilmektedir.



Şekil 4.6: TVFE Modelindeki $\boldsymbol{lnK}$ Değişkeninin Zamana Göre Değişimi



Şekil 4.7: TVFE Modelindeki $\boldsymbol{lnL}$ Değişkeninin Zamana Göre Değişimi



Şekil 4.8: TVFE Modelindeki $\boldsymbol{lnEC}$ Değişkeninin Zamana Göre Değişimi

Şekil 4.6 dikkate alındığında sermaye stoğunda %1'lik artış ekonomik büyüme üzerinde %0.666 düzeyinden başlayarak %0.513 düzeyine kadar zamanla azalan etkiye sahip olmaktadır. Şekil 4.7'de beşeri sermaye endeksinde gerçekleşen %1'lik artış ekonomik büyüme üzerinde %0.601 düzeyinden başlayarak %0.852 düzeyine kadar zamanla artan pozitif etki yaratmaktadır. Fakat dikkat edilirse beşeri sermaye ekonomik büyümeyi 1990 yıllına kadar stabil düzeyde artırırken, 1990 yıllından sonra hızlı bir şekilde artırmaktadır. Şekil 4.8'de ise ve enerji tüketimindeki %1'lik artış ekonomik büyüme üzerinde %0.398 düzeyinden başlayarak %0.659 düzeyine kadar zamanla artan etkiye sahip olduğu gözlemlenmektedir. Sonuç itibariyle beşeri sermaye ve enerji tüketiminin ekonomik büyüme için zamanla artan öneme sahip bir girdi değişkeni olduğu gözlemlenirken sermaye stoğunun zamanla azalan öneme sahip bir girdi değişkeni olduğu gözlemlenmiştir.

4.7. HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN BİRİMLERE GÖRE HETEROJEN OLARAK BELİRLENMESİ

Bu başlık altında eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde yapısal kırılmaların her bir G7 ülkesi için ortak bir yılda değil farklı yıllarda gerçekleştiği varsayılarak heterojen olarak tahmin edilmektedir. G7 ülkeleri içerisinde ABD'nin büyük ekonomiye sahip olmasından dolayı istisnai durum teşkil etmesinden ve ABD'de beşeri sermaye endeksi ve kapital stoğu arasında çok güçlü

çoklu doğrusal bağlantı olmasından dolayı bireysel regresyon modelinde beşeri sermaye endeksinin işaretinin negatife dönmesine neden olmaktadır. Bu durumda yapısal kırılmalı SBSUR-MG tahmincisinin ortalama katsayılarında sapmaya neden olacaktır bu nedenle ABD bireysel regresyon modeline dahil edilmemiştir. Bu bölümde heterojen panel veri modellerinde sabitte, eğimde ve rejimde yapısal kırılmalar sırasıyla belirlenecektir.

4.7.1 Sabitte Yapısal Kırılmaların Heterojen Olarak Belirlenmesi

Bu bölümde ABD hariç her bir G7 ülkesi için ayrı ayrı sabitte gerçekleşen yapısal kırılmalar çeşidli testler kullanılarak belirlenmektedir. Her bir G7 ülkesi için sabitte yapısal kırılmanın test edilmesine ilişkin Supremum Wald ve LR, Ortalama Wald ve LR test sonuçları ve belirlenen yapısal kırılma tarihleri Tablo 4.16'da özetlenmektedir.

Tablo 4.16: Heterojen Panel Veri Modelinde Sabitte Yapısal Kırılmanın Belirlenmesi

Test	Almanya	Birleşik Krallık	Fransa	Japonya	Kanada	İtalya
Supremum Wald	69.354***	24.745***	234.490***	123.253***	78.906***	87.179***
Ortalama Wald	16.829***	8.971***	32.129***	19.478***	26.168***	19.080***
Supremum LR	47.854***	22.113***	95.627***	68.350***	52.088***	55.510***
Ortalama LR	14.067***	8.596***	19.486***	15.308***	20.889***	15.171***
Kırılma yılı	**1981**	**1990**	**1998**	**1986**	**2000**	**1977**

Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir.

*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 4.16'de eğim parametresinin birimlere göre heterojen olduğu panel veri modellerinde sabitte en anlamlı yapısal kırılmanın belirlenmesinde Supremum testler kullanılmış ve kırılma tarihleri belirlenmiştir. Her bir ülke için ayrı ayrı hesaplanan Supremum Wald ve LR, Ortalama Wald ve LR test sonuçlarına göre belirlenen yapısal kırılma tarihleri uygulanan tüm testlerde %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yapılan testler sonucunda yapısal kırılma tarihleri Almanya için 1981 yılı, Birleşik Krallık için 1990 yılı, Fransa için 1998 yılı, Japonya için 1986 yılı,

Kanada için 2000 yılı ve İtalya için 1977 yılı olarak belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma tarihleri dikkate alınarak her bir ülke için kukla değişken oluşturulmuş ve heterojen panel veri modeli yapısal kırılmalarla birlikte SBSUR tahmincisiyle tahmin edilmiştir.

Tablo 4.17: Heterojen Panel Veri Modellerinde Sabitte Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları

Denklem	**RMSE**	**R^2**	**χ^2 istatistik**	**Prob.**
Almanya	0.036	0.993	9078.21	0.000
Birleşik Krallık	0.037	0.991	8925.06	0.000
Fransa	0.024	0.996	34856.83	0.000
Japonya	0.021	0.999	115861.15	0.000
Kanada	0.028	0.997	32624.71	0.000
İtalya	0.025	0.997	32892.56	0.000
Değişkenler	**Katsayılar**	**Robust St. Hata**	**Z istatistik**	**Prob.**
Almanya				
lnL	4.481	0.313	14.320	0.000
lnK	0.338	0.043	7.880	0.000
lnEC	-0.446	0.091	-4.920	0.000
D1981	-0.169	0.026	-6.390	0.000
Sabit	7.596	1.033	7.350	0.000
Birleşik Krallık				
lnL	2.907	0.101	28.870	0.000
lnK	0.224	0.023	9.560	0.000
lnEC	0.168	0.093	2.810	0.071
D1990	-0.111	0.023	-4.930	0.000
Sabit	6.139	0.943	6.510	0.000
Fransa				
lnL	0.914	0.131	7.000	0.000
lnK	0.340	0.023	14.810	0.000
lnEC	0.488	0.030	16.430	0.000
D1998	0.150	0.012	12.700	0.000
Sabit	4.140	0.345	12.010	0.000

Japonya				
lnL	1.078	0.129	8.360	0.000
lnK	0.404	0.027	15.020	0.000
lnEC	0.396	0.035	11.420	0.000
D1986	0.143	0.014	10.330	0.000
Sabit	3.642	0.105	34.830	0.000
Kanada				
lnL	2.011	0.413	4.870	0.000
lnK	0.236	0.047	4.990	0.000
lnEC	0.326	0.043	7.510	0.000
D2000	0.137	0.017	8.150	0.000
Sabit	5.161	0.431	11.970	0.000
İtalya				
lnL	1.472	0.182	8.090	0.000
lnK	0.169	0.036	4.640	0.000
lnEC	0.693	0.030	23.030	0.000
D1977	0.141	0.018	7.740	0.000
Sabit	4.850	0.460	10.550	0.000
Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi JB=0.1480 (p- değeri=0.9287)				
Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi $\chi^2_{(15)}$ = 62.457 (p- değeri=0.000)				
Harvey (1982) LM otokorelasyon testi $\chi^2_{(6)}$ = 91.572 (p- değeri=0.000)				
Breusch–Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon testi: $\chi^2_{(15)}$ = 60.474 (p-değeri=0.000)				

Tablo 4.17'de SBSUR tahmin sonuçları ve varsayımların testleri ele alınmaktadır. Tablonun ilk kısmında her bir G7 ülkesi için bireysel regresyon denklemlerine ilişkin RMSE değeri, R^2, χ^2 istatistiği ve anlamlılık testine ilişkin hesaplanan prob. değerleri görülmektedir. Bireysel regresyon denklemleri için hesaplanan R^2 değerleri %99'un üzerinde hesaplanmakta ve modele dahil edilen bağımsız değişkenlerin yapısal kırılma ile birlikte ekonomik büyümeyi yüksek düzeyde açıkladığı anlamına gelmektedir. Bireysel olarak her bir ülkeye ait regresyon modellerinin genel anlamlılığı için hesaplanan χ^2 değerleri oldukça yüksektir ve %1

güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu yüzden bireysel olarak her bir regresyon modelinin genel olarak anlamlı olduğu kararına varılmıştır.

Tablonun son kısmında SBSUR modeline ilişkin varsayım testlerine yer verilmiştir. SBSUR modeli için önemli varsayımlardan olan birimler arasında korelasyon olmaması varsayımı Breusch-Pagan (1980) LM testi ile sınanmaktadır. Bu test sonucunda LM test istatistiği $\chi^2_{(15)}$ = 60.474 olarak hesaplanmış ve %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum 6 ülke için ayrı ayrı kurulan regresyon modeline ilişkin hataların birbiriyle ilişkisiz olduğu şeklinde kurulan temel hipotezin reddedildiği anlamına gelir. Bu yüzden bu ülkelere ait regresyon modellerini ayrı ayrı EKK ile tahmin etmek yerine sistem olarak tahmin etmek ve birimler arası korelasyonu dikkate alarak Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) yaklaşımına dayanan SBSUR modelini kullanmak daha tutarlı ve sapmasız sonuçlar elde edilmesini sağlayacaktır. Ek olarak, yapılan Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi sonucunda model hatalarının normal dağılıma sahip olduğu kararına varılırken, Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi sonucunda model hatalarının değişen varyanslı olduğu ve Harvey (1982) LM otokorelasyon testi sonucunda ise hataların otokorelasyona sahip olduğu gözlemlenmektedir. Bu yüzden değişkenlere ilişkin hesaplanan standart hatalar Kolev (2021) tarafından türetilen robust standart hatalarla varsayımdan sapmalara karşı dirençli hale getirilmiştir.

Bireysel regresyon katsayılarının yorumuna gelindiğinde regresyona dahil edilen ve yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenler %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle belirlenen kırılma tarihlerinin sistem içerisinde de anlamlı olduğu kararına varılmaktadır. Almanya'da 1981 yılı sonrasında, Birleşik Krallık'ta ise 1990 yılı sonrasında ekonomik büyümede düşüş yaşanırken, Fransa'da 1998 yılı, Japonya'da 1986 yılı, Kanada'da 2000 ve İtalya'da 1977 yılı sonrasında ekonomik büyümede istatistiksel olarak anlamlı bir artış yaşanmıştır. Beşeri sermaye endeksi ve sermaye stoğundaki %1'lik artış ele alınan ülkelerde ekonomik büyümeyi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilerken, enerji tüketiminde gerçekleşen %1'lik artış Almanya hariç diğer ülkelerde ekonomik büyümeyi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı şekilde etkilemektedir. Bunun önemli nedeni, 2000 yılında hükûmet ve Almanya nükleer güç endüstrisi arasında yapılan anlaşma çerçevesince 2021 yılına kadar tüm nükleer enerji santrallerinin kapatılması kararlaştırılmış ve bu yüzden Almanya Avrupa ülkeleri arasında enerji ithal eden

5.ülke konumuna gelmiştir. Sonuç olarak, Almanya'da fazla enerji tüketimi yapmak ithalat düzeyini artırarak ekonomik büyümeyi olumsuz etkilemektedir. Bunu önlemek için ise 2000 yılı sonrasında Almanya enerji tüketimi azaltıcı yönden politikalar uygulayarak enerji tüketimini azaltmaya çalışmıştır. Bireysel regresyon modelinden elde edilen katsayılar genelleştirilerek SBSUR-MG tahmin sonuçları elde edilmiş ve Tablo 4.18'de yer almaktadır.

Tablo 4.18: Tek Kırılmalı SBSUR-MG Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	St. Hata	z-istatistik	prob.
lnL	2.144	0.553	3.879	0.000
lnK	0.285	0.036	7.858	0.000
lnEC	0.271	0.160	1.691	0.091

Tablo 4.18'den elde edilen sonuçlara göre modele dahil edilen değişkenlerin parametreleri %10 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. ABD hariç G7 ülkeleri dikkate alındığında diğer bağımsız değişkenler sabitken ekonomik büyümeyi beşeri sermaye endeksinde %1'lik artış %2.144, sermaye stoğundaki %1'lik artış %0.285, enerji tüketiminde %1'lik artış ise %0.271 kadar artırmaktadır.

4.7.2 Eğimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Bu bölümde ABD hariç her bir G7 ülkesinde ayrı ayrı eğimde gerçekleşen yapısal kırılmalar belirlenmektedir. Her bir G7 ülkesi için eğimde yapısal kırılmanın test edilmesine ilişkin Supremum Wald ve LR, Ortalama Wald ve LR test sonuçları bulunan yapısal kırılma tarihleri ile Tablo 4.19'da özetlenmektedir.

Tablo 4.19: Heterojen Panel Veri Modelinde Eğimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Test	Almanya	Birleşik Krallık	Fransa	Japonya	Kanada	İtalya
Supremum Wald	30.470***	240.595***	68.113***	371.492***	166.788***	195.276***
Ortalama Wald	7.883**	86.944***	20.964***	97.126***	47.018***	84.894***
Supremum LR	27.034***	98.660***	48.585***	119.231***	82.415***	89.265***
Ortalama	8.040**	47.381***	18.190***	48.832***	34.096***	51.034***

LR						
Kırılma yılı	**2009**	**1984**	**1991**	**1998**	**1987**	**1993**
Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir.						
*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.						

Tablo 4.19'de eğim parametresinin birimlere göre heterojen olduğu panel veri modellerinde eğimde en anlamlı yapısal kırılmanın belirlenmesinde Supremum testler kullanılmış ve kırılma tarihleri heterojen olarak belirlenmiştir. Her bir ülke için ayrı ayrı hesaplanan Supremum Wald ve LR, Ortalama Wald ve LR test sonuçlarına göre eğimde belirlenen yapısal kırılma tarihleri uygulanan tüm testlerde %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Eğimde gerçekleşen kırılma tarihleri Almanya için 2009 yılı, Birleşik Krallık için 1984 yılı, Fransa için 1991 yılı, Japonya için 1998 yılı, Kanada için 1987 yılı ve İtalya için 1993 yılı olarak belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma yılları için her bir ülke için elde edilen katsayıların direkt olarak yorumlanması için değişken bazlı veriyi bölme yaklaşımı kullanılmıştır ve panel veri modeli türetilen yeni değişkenlerle birlikte SBSUR tahmincisiyle tahmin edilmiştir.

Tablo 4.20: Heterojen Panel Veri Modelinde Eğimde Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları

Denklem	**RMSE**	**R^2**	**χ^2 istatistik**	**Prob.**
Almanya	0.051	0.987	8567.18	0.000
Birleşik Krallık	0.040	0.990	13597.71	0.000
Fransa	0.026	0.996	25538.81	0.000
Japonya	0.028	0.997	58352.11	0.000
Kanada	0.032	0.996	35171.17	0.000
İtalya	0.033	0.995	32881.80	0.000
Değişkenler	**Katsayılar**	**Robust St. Hata**	**z istatistik**	**Prob.**
Almanya				
lnL < 2009	1.689	0.397	4.260	0.000
lnL ≥ 2009	7.910	2.297	3.440	0.001
lnK < 2009	0.866	0.092	9.410	0.000
lnK ≥ 2009	0.375	0.074	5.070	0.000
lnEC < 2009	-0.139	0.128	-1.090	0.276

lnEC ≥ 2009	-0.143	0.150	-0.950	0.340
Sabit	-0.163	1.839	-0.090	0.929
Birleşik Krallık				
lnL < 1984	2.934	0.112	26.240	0.000
lnL ≥ 1984	2.818	0.278	10.140	0.000
lnK < 1984	0.125	0.064	1.950	0.051
lnK ≥ 1984	0.184	0.042	4.420	0.000
lnEC < 1984	0.182	0.115	1.580	0.114
lnEC ≥ 1984	0.079	0.094	0.840	0.402
Sabit	7.484	0.982	7.620	0.000
Fransa				
lnL < 1991	0.623	0.124	5.010	0.000
lnL ≥ 1991	4.624	0.437	10.580	0.000
lnK < 1991	0.660	0.056	11.700	0.000
lnK ≥ 1991	0.017	0.054	0.310	0.754
lnEC < 1991	0.240	0.044	5.500	0.000
lnEC ≥ 1991	0.993	0.066	15.030	0.000
Sabit	1.364	0.552	2.470	0.013
Japonya				
lnL < 1998	3.559	0.466	7.640	0.000
lnL ≥ 1998	2.774	0.414	6.700	0.000
lnK < 1998	0.317	0.054	5.920	0.000
lnK ≥ 1998	0.082	0.073	1.130	0.259
lnEC < 1998	0.268	0.050	5.340	0.000
lnEC ≥ 1998	0.826	0.088	9.430	0.000
Sabit	3.423	0.146	23.500	0.000
Kanada				
lnL < 1987	0.353	0.647	0.550	0.586
lnL ≥ 1987	3.631	0.427	8.500	0.000
lnK < 1987	0.393	0.093	4.230	0.000
lnK ≥ 1987	0.132	0.038	3.470	0.001

lnEC < 1987	0.450	0.038	11.780	0.000
lnEC ≥ 1987	0.456	0.136	3.360	0.001
Sabit	3.753	0.774	4.850	0.000
İtalya				
lnL < 1993	1.451	0.438	3.320	0.001
lnL ≥ 1993	0.739	0.262	2.820	0.005
lnK < 1993	0.447	0.140	3.200	0.001
lnK ≥ 1993	0.317	0.059	5.400	0.000
lnEC < 1993	0.503	0.080	6.290	0.000
lnEC ≥ 1993	0.857	0.094	9.150	0.000
Sabit	2.122	1.322	1.610	0.108
Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi JB=8.1801 (p-değeri=0.017)				
Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi $\chi^2_{(15)}$ = 65.384 (p- değeri=0.000)				
Harvey (1982) LM otokorelasyon testi $\chi^2_{(6)}$ = 182.551 (p- değeri=0.000)				
Breusch–Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon testi: $\chi^2_{(15)}$= 60.066 (p- değeri=0.000)				

Tablo 4.20'de SBSUR tahmin sonuçları ve model varsayımların testleri yer almaktadır. Tablonun ilk kısmında her bir G7 ülkesi için bireysel regresyon denklemlerine ilişkin RMSE değeri, R^2, χ^2 istatistiği ve anlamlılık testine ilişkin hesaplanan prob. değerleri gösterilmektedir. Bireysel regresyon denklemleri için hesaplanan R^2 değerleri %98'in üzerindedir ve bu da modele dahil edilen bağımsız değişkenlerin eğimde yapısal kırılma ile ekonomik büyümeyi yüksek düzeyde açıkladığı anlamına gelmektedir. Bireysel olarak her bir ülkeye ait regresyon modellerinin genel anlamlılığı için hesaplanan χ^2 değerleri oldukça yüksek olmakla %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu yüzden bireysel olarak her bir regresyon modelinin genel olarak anlamlı olduğu kararına varılmaktadır.

Tablonun son kısmında SBSUR modeline ilişkin varsayımların testlerine yer verilmiştir. Birimler arasında korelasyon varsayımı Breusch-Pagan (1980) LM testi ile sınanmaktadır. Bu test sonucunda LM test istatistiği $\chi^2_{(15)}$ = 60.066 olarak hesaplanmış ve %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ek olarak, yapılan Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi sonucunda model hatalarının %5 güven düzeyinde normal dağılıma sahip olmadığı kararına varılırken, Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi sonucunda model hatalarının

heteroskedastisiteye ve Harvey (1982) LM otokorelasyon testi sonucunda ise hataların otokorelasyona sahip olduğu gözlemlenmektedir. Bu yüzden değişkenlere ilişkin hesaplanan standart hatalar Kolev (2021) tarafından türetilen robust standart hatalarla varsayımdan sapmalara karşı dirençli hale getirilmiştir.

Bireysel regresyon katsayılarının yorumuna gelindiğinde beşeri sermaye endeksinin Kanada'da 1987 yılı öncesinde, sermaye stoğunun Fransa'da 1991 yılı sonrasında, Japonya'da 1998 yılı sonrasında, enerji tüketiminin ise Almanya'da 2009, Birleşik Krallıkta ise 1984 kırılma yılı öncesinde ve sonrasında ekonomik büyümeyi istatistiksel olarak anlamsız etkilediği, diğer tüm değişkenlerin ekonomik büyümeyi istatistiksel olarak anlamlı etkilediği gözlemlenmektedir.

Almanya'da beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 2009 yılı öncesinde %1.609 kadar, 2009 yılı sonrasında ise %7.910 kadar artırmıştır. Aynı zamanda sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 2009 yılı öncesinde %0.866 kadar, 2009 yılı sonrasında %0.375 kadar artırdığı gözlemlenmiştir. Buna karşı Almanya'da enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde etkisinin negatif fakat anlamsız olduğu görülmüştür.

Birleşik Krallık'ta beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1984 yılı öncesinde %2.934 kadar, 1984 yılı sonrasında %2.818 kadar artırmıştır. Benzer şekilde sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1984 yılı öncesinde %0.125 kadar, 1984 yılı sonrasında %0.184 kadar artırmıştır. Fakat, diğer ülkelerle kıyaslandığında Birleşik Krallık'ta enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde etkisi pozitif fakat anlamsızdır.

Fransa'da beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1991 yılı öncesinde ve sonrasında sırasıyla %0.623 ve %4.624 kadar artırmıştır. Bunun yanı sıra sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde %0.660 kadar artırırken, kırılma yılı sonrasında sermaye stoğunun etkisi anlamsızdır. Fransa'da enerji tüketimin ekonomik büyüme üzerinde etkisi %1'lik artışa karşı 1991 yılı öncesinde %0.240 olduğu halde 1991 yılı sonrasında %0.993 kadar pozitif ve anlamlı olmuştur.

Japonya'da beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1998 yılı öncesinde %3.559 kadar, 1998 yılı sonrasında %2.774 kadar artırmıştır. Sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde %0.317

kadar pozitif ve anlamlı etkilerken, kırılma yılı sonrasında sermaye stoğunun etkisi anlamsızdır. İlgilenilen değişken olan enerji tüketimin Japonya'da ekonomik büyüme üzerinde etkisi %1'lik artışa karşı 1998 yılı öncesinde %0.268, 1998 yılı sonrasında %0.826 kadar pozitif ve anlamlı olduğu gözlemlenmiştir.

Bir başka G7 ülkesi olan Kanada'da ise beşeri sermaye endeksinin ekonomik büyüme üzerinde etkisi 1987 yılı öncesinde anlamsızken, kırılma yılı sonrasında %1'lik artış ekonomik büyümeyi %3.631 kadar artırmıştır. Ek olarak, sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1987 yılı öncesinde %0.393 kadar, 1987 yılı sonrasında ise %0.132 kadar artırmıştır. Kanada'da diğer bağımsız değişke olan enerji tüketimin ekonomik büyüme üzerinde etkisine gelindiğinde ise bu etki %1'lik artışa karşı kırılma yılı öncesinde %0.450 kadar, 1987 yılı sonrasında %0.456 kadar olarak gözlemlenmiştir.

Ele alınan son G7 ülkesi olan İtalya'da ise beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1993 yılı öncesinde %1.451, 1993 yılı sonrasında ise %0.739 kadar artırmıştır. Bu ülkede sermaye stoğundaki %1'lik artış diğer bağımsız değişken sabitken ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde %0.447 kadar, kırılma yılı sonrasında ise %0.317 kadar artırmıştır. Enerji tüketimin ekonomik büyüme üzerinde etkisine gelindiğinde ise bu etkinin %1'lik artışa karşı 1993 yılı öncesinde %0.503, 1993 yılı sonrasında %0.857 kadar artırdığı gözlemlenmiştir.

Tüm G7 ülkelerinden elde edilen sonuçlar genel olarak yorumlanırsa yapısal kırılma sonrası beşeri sermaye endeksinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Almanya, Fransa ve Kanada artarken, Birleşik Krallık, Japonya ve İtalya'da azalmıştır. Ek olarak, sermaye stoğunun ekonomik büyüme üzerindeki etkisi yapısal kırılma sonrası Birleşik Krallık hariç tüm ülkelerde azalmıştır. Önemli girdi değişkeni olan enerji tüketimin ise yapısal kırılma sonrası ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Kanada'da pozitif yönde çok az değişmiş, Fransa, Japonya ve İtalya'da artmış fakat Birleşik Krallık'ta azalmıştır.

4.7.3. Rejimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Bu bölümde her bir G7 ülkesinde ayrı ayrı rejimde gerçekleşen yapısal kırılmalar çeşitli testler kullanılarak belirlenmektedir. Her bir G7 ülkesi için rejimde yapısal kırılmanın test edilmesine ilişkin Supremum Wald ve LR, Ortalama Wald ve LR test sonuçları bulunan yapısal kırılma tarihleri ile Tablo 4.21'de özetlenmektedir.

Tablo 4.21: Heterojen Panel Veri Modelinde Rejimde Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Test	Almanya	Birleşik Krallık	Fransa	Japonya	Kanada	İtalya
Supremum Wald	31.711***	271.918***	67.798***	387.119***	175.232***	220.505***
Ortalama Wald	11.092**	90.174***	22.295***	107.166***	53.281***	103.832***
Supremum LR	28.360***	105.313***	49.117***	122.274***	85.447***	95.644***
Ortalama LR	11.122**	48.635***	19.572***	51.298***	37.864***	57.819***
Kırılma yılı	**2009**	**1984**	**1991**	**1997**	**1988**	**1996**

Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir.

*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 4.21'de eğim parametresinin birimlere göre heterojen olduğu panel veri modellerinde rejimde en anlamlı yapısal kırılmanın belirlenmesinde Supremum testler kullanılmış ve kırılma tarihleri heterojen olarak belirlenmiştir. Her bir ülke için ayrı ayrı hesaplanan Supremum Wald ve LR, Ortalama Wald ve LR test sonuçlarına göre rejimde belirlenen yapısal kırılma tarihleri uygulanan tüm testlerde %5 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Rejimde gerçekleşen kırılma tarihleri Almanya için 2009 yılı, Birleşik Krallık için 1984 yılı, Fransa için 1991 yılı, Japonya için 1997 yılı, Kanada için 1988 yılı ve İtalya için 1996 yılı olarak belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma yılları için her bir ülke için elde edilen katsayıların direkt olarak yorumlanması için değişken bazlı veriyi bölme yaklaşımı kullanılmış, sabitte kırılmayı modellemek için ise kukla değişken türetilmiştir. Sonuç olarak, SBSUR tahmin sonuçları Tablo 4.22'de özetlenmektedir.

Tablo 4.22: Heterojen Panel Veri Modelinde Rejimde Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları

Denklem	**RMSE**	**R^2**	**χ^2 istatistik**	**Prob.**
Almanya	0.050	0.987	9575.94	0.000
Birleşik Krallık	0.037	0.991	11935.66	0.000
Fransa	0.022	0.997	52454.58	0.000
Japonya	0.028	0.997	55071.03	0.000
Kanada	0.030	0.996	39163.29	0.000
İtalya	0.035	0.994	21946.68	0.000
Değişkenler	**Katsayılar**	**Robust St. Hata**	**z istatistik**	**Prob.**
Almanya				
lnL<2009	1.711	0.397	4.310	0.000
lnL≥2009	2.313	3.426	6.750	0.000
lnK<2009	0.863	0.092	9.370	0.000
lnK≥2009	-0.043	0.062	-0.700	0.486
lnEC<2009	-0.151	0.128	-1.180	0.240
lnEC≥2009	0.008	0.093	0.080	0.933
Sabit	-14.160	4.214	-3.360	0.001
Sabit<2009	-0.034	1.849	-0.020	0.985
Birleşik Krallık				
lnL<1984	2.973	0.106	28.110	0.000
lnL≥1984	3.780	0.407	9.280	0.000
lnK<1984	0.189	0.057	3.320	0.001
lnK≥1984	0.028	0.063	0.450	0.650
lnEC<1984	0.292	0.095	3.060	0.002
lnEC≥1984	-0.314	0.168	-1.870	0.063
Sabit	6.176	1.976	3.130	0.002
Sabit<1984	5.630	0.964	5.840	0.000
Fransa				
lnL<1991	0.842	0.114	7.370	0.000
lnL≥1991	4.042	0.453	8.920	0.000
lnK<1991	0.514	0.050	10.200	0.000

lnK≥1991	0.120	0.060	2.020	0.045
lnEC<1991	0.318	0.040	7.920	0.000
lnEC≥1991	1.341	0.094	14.330	0.000
Sabit	-5.271	1.023	-5.150	0.000
Sabit<1991	2.829	0.466	6.070	0.000
Japonya				
lnL<1997	3.574	0.473	7.560	0.000
lnL≥1997	1.750	0.277	6.310	0.000
lnK<1997	0.328	0.052	6.250	0.000
lnK≥1997	0.085	0.050	1.680	0.093
lnEC<1997	0.249	0.049	5.070	0.000
lnEC≥1997	0.466	0.090	5.170	0.000
Sabit	4.370	0.983	4.440	0.000
Sabit<1997	3.400	0.150	22.660	0.000
Kanada				
lnL<1988	-0.032	0.690	-0.050	0.963
lnL≥1988	3.920	0.569	6.880	0.000
lnK<1988	0.480	0.102	4.700	0.000
lnK≥1988	0.100	0.038	2.660	0.008
lnEC<1988	0.434	0.034	12.670	0.000
lnEC≥1988	0.478	0.201	2.380	0.018
Sabit	0.645	1.361	0.470	0.636
Sabit<1988	3.042	0.836	3.640	0.000
İtalya				
lnL<1996	2.165	0.328	6.600	0.000
lnL≥1996	0.961	0.320	3.000	0.003
lnK<1996	0.180	0.082	2.190	0.029
lnK≥1996	0.245	0.081	3.030	0.003
lnEC<1996	0.668	0.059	11.340	0.000
lnEC≥1996	0.712	0.143	4.970	0.000
Sabit	-0.220	2.187	-0.100	0.920
Sabit<1996	4.377	0.916	4.780	0.000

Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi JB=8.403 (p- değeri=0.015)
Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi $\chi^2_{(15)}$ = 62.291 (p- değeri=0.000)
Harvey (1982) LM otokorelasyon testi $\chi^2_{(6)}$ = 167.518 (p- değeri=0.000)
Breusch–Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon testi: $\chi^2_{(15)}$= 52.918 (p-değeri=0.000)

Tablo 4.22'de SBSUR tahmin sonuçları ve varsayım testleri yer almaktadır. Bireysel regresyon denklemleri için hesaplanan R^2 değerleri %98'in üzerinde hesaplanmaktadır. Bireysel olarak her bir ülkeye ait regresyon modellerinin genel anlamlılığı için yapılan testler %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Bu nedenle bireysel olarak her bir regresyon modelinin genel olarak anlamlı olduğu kararına varılmaktadır.

Birimler arasında korelasyon varsayımı Breusch-Pagan (1980) LM testi ile sınanmaktadır ve LM test istatistiği $\chi^2_{(15)}$ = 52.918 olarak hesaplanmış ve %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Yapılan Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi sonucunda model hataların %5 güven düzeyinde normal dağılıma sahip değildir. Bunun yanısıra Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi sonucunda model hatalarının heteroskedastisiteye ve Harvey (1982) LM otokorelasyon testi sonucunda ise hataların otokorelasyona sahip olduğu kararına varılmaktadır. Bu nedenle değişkenlere ilişkin hesaplanan standart hatalar Kolev (2021) robust standart hatalarla varsayımdan sapmalara karşı dirençli hale getirilmiştir.

Bireysel regresyon katsayılarının yorumuna gelindiğinde Kanada'da beşeri sermaye endeksinin 1988 yılı öncesi, sermaye stoğunun Birleşik Krallık'ta 1984 yılı sonrası, Almanya'da 2009 yılı sonrası ve enerji tüketiminin 2009 öncesi ve sonrasında %5 güven düzeyinde ekonomik büyümeyi anlamsız bir şekilde etkilerken, diğer değişkenlerin ekonomik büyümeyi anlamlı şekilde etkilediği gözlemlenmiştir. Regresyona dahil edilen ve sabitte yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenler Almanya hariç tüm ülkelerde %1 güven düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu yüzden sabitte belirlenen kırılma tarihlerinin sistem içerisinde de anlamlı olduğu kararına varılmaktadır. Benzer şekilde Almanya hariç tüm ülkelerin yapısal kırılma sonrası ekonomik büyümede istatistiksel olarak anlamlı bir artış yaşanmıştır.

Almanya'da beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 2009 yılı öncesinde %1.711 kadar, 2009 yılı sonrasında %2.313 kadar artırmıştır. Sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 2009 yılı öncesinde %0.863

kadar anlamlı etkilemiş, 2009 yılı sonrasında ise sermaye stoğunun etkisi anlamsızlaşmıştır. Diğer G7 ülkelerinden farklı olarak Almanya'da enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde etkisi ister kırılma yılı öncesinde, isterse de kırılma yılı sonrasında anlamsızdır.

Birleşik Krallık'ta beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1984 yılı öncesinde ve sonrasında sırasıyla %2.973 ve %3.780 düzeylerinde artırmıştır. Sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde %0.189 kadar etkilemekte, kırılma yılı sonrasında ise ekonomik büyüme üzerinde etkisi anlamsızdır. Birleşik Krallık'ta enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi kırılma öncesinde pozitif ve anlamlı ve kırılma sonrasında ise negatif ve anlamlı etkilediği kararına varılmıştır.

Bir başka G7 ülkesi olan Fransa'da rejimde kırılma tarihi 1991 yılı olarak belirlenmiştir. Bu ülkede beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış kırılma yılı öncesinde ve sonrasında ekonomik büyümeyi sırasıyla %0.842 ve %4.042 düzeyinde artırdığı sonucuna varılmıştır. Aynı zamanda sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde %0.514 kadar, kırılma yılı sonrasında ise %0.120 kadar artırmıştır. Fransa'da enerji tüketimin ekonomik büyüme üzerinde etkisine gelindiğinde ise bu etkinin %1'lik artışa karşı kırılma yılı öncesinde %0.318, kırılma yılı sonrasında ise %1.341 kadar pozitif ve anlamlı olduğu gözlemlenmiştir.

Japonya'da beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1997 yılı öncesinde %3.574 kadar, 1997 yılı sonrasında ise %1.750 kadar artırmıştır. Aynı zamanda sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde %1 güven düzeyinde %0.328 kadar artırırken, 1997 yılı sonrasında %10 güven düzeyinde %0.085 kadar artırmıştır. Japonya'da diğer bağımsız değişken olan enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde etkisi ise %1'lik artışa karşı 1997 yılı öncesinde %0.249 kadar, 1997 yılı sonrasında %0.466 kadar olduğu kanaatine gelinmiştir.

Kanada'da rejimde önemli kırılma yılı 1988 yılı olarak belirlenmiştir ve bu ülkede beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesi anlamsız fakat kırılma yılı sonrasında ise %3.920 kadar anlamlı düzeyde artırmıştır. Sermaye stoğundaki %1'lik artış Kanada'da ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde ve sonrasında sırasıyla %0.480 ve %0.100 olmakla anlamlı bir düzeyde etkilemiştir. Kanada'da enerji tüketimin ekonomik büyüme üzerinde etkisine

gelindiğinde ise bu etkinin kırılma yılı öncesi ve sonrasında anlamlı bir düzeyde olduğu ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi etkileme düzeyinin %1'lik artışa karşı %0.434 ve %0.478 gerçekleştiği gözlemlenmiştir.

Bir başka G7 ülkesi olan İtalya'da ise beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi 1996 yılı öncesinde %2.165 kadar, 1996 yılı sonrasında ise %0.961 kadar pozitif ve anlamlı bir düzeyde etkilemiştir. Aynı zamanda bu G7 ülkesinde sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi kırılma yılı öncesinde %0.180 kadar, kırılma yılı sonrasında ise %0.245 kadar artırmıştır. İtalya'da enerji tüketimin ekonomik büyüme üzerinde etkisi ise bu etkinin %1'lik artışa karşı 1996 yılı öncesinde %0.668, 1996 yılı sonrasında %0.712 kadar pozitif ve anlamlı olduğu kanaatine gelinmiştir.

Genel olarak tüm G7 ülkelerinden elde edilen sonuçlar yorumlanırsa yapısal kırılma sonrası beşeri sermaye endeksinin ekonomik büyüme üzerinde etkisi Japonya ve İtalya hariç tüm ülkelerde arttığı ve sermaye stoğunun ekonomik büyüme üzerinde etkisi yapısal kırılma sonrası İtalya hariç tüm ülkelerde azaldığı sonucuna varılmaktadır. Önemli bir girdi değişkeni olan enerji tüketimin ise ekonomik büyüme üzerinde etkisi Birleşik Krallık hariç tüm ülkelerde yapısal kırılma sonrasında artmıştır.

4.7.4. Sabitte Çoklu Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Bu bölümde ABD hariç her bir G7 ülkesinde ayrı ayrı sabitte gerçekleşen çoklu yapısal kırılmalar Bai ve Perron (1998, 2003) testi kullanılarak belirlenmektedir. Her bir G7 ülkesi için sıfır kırılmaya karşı k sayıda yapısal kırılmayı test eden Global L test (bkz. 2.3.2) sonuçları ve belirlenen yapısal kırılma tarihleri Tablo 4.23'te özetlenmektedir.

Tablo 4.23: Heterojen Panel Veri Modelinde Sabitte Çoklu Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Hipotez	Ülkeler						cv
	Almanya	Birleşik Krallık	Fransa	Japonya	Kanada	İtalya	%1 %5 %10
F(1|0)	69.354*	24.745	13.091	123.253*	28.154	87.179*	12.29 8.58 7.04
F(2|0)	46.583	25.463*	166.799*	76.535	43.501*	53.266	13.89 10.13 8.51
F(3|0)	41.984	22.773	108.701	74.505	36.794	40.528	14.80 11.14 9.41
F(4|0)	62.225	24.994	85.094	62.434	22.143	30.808	15.28 11.83 10.04
F(5|0)	50.852	24.696	55.172	41.741	29.774	31.558	4.91 3.91 3.47
Kırılma Tarihi	**1981**	**1991 1999**	**1983 1998**	**1986**	**1980 2004**	**1977**	

Kırpma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir.
Maksimum kırılma sayısı 5 olarak belirlenmiştir.
*UD_{max} istatistiğine göre seçilen uygun kırılma sayısını göstermektedir.

Tablo 4.23'te eğim parametresinin birimlere göre heterojen olduğu panel veri modellerinde sabitte çoklu yapısal kırılmanın belirlenmesinde Bai ve Perron (1998, 2003) Global L yapısal kırılma testi kullanılmış ve kırılma tarihleri heterojen olarak belirlenmiştir. Hesaplanan F-istatistikleri ve kritik değerler dikkate alındığında her bir ülke için ayrı ayrı 5'e kadar yapısal kırılma sayısı %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Fakat uygun kırılma sayısına karar vermek için hesaplanan F-istatistikleri içerisinden maksimum F-istatistiğine eşit olan UD_{max} (ikinci ismiyle *supF*) istatistiği kullanılmaktadır. Dikkat edilirse anlamlı tek kırılmanın bulunduğu Almanya, Japonya ve İtalya'da F(1|0) test istatistik değeri sadece tek kırılmayı dikkate alan ve Tablo 4.16'da hesaplanan Supremum Wald istatistiğine eşit olarak hesaplanmıştır. Bu yüzden Bai ve Perron (1998, 2003) Global L yapısal kırılma test yaklaşımı Supremum Wald testinin birden çok kırılmaya uyarlanmış hali olarak düşünülebilinir veya Bai ve Perron (1998, 2003) Global L yapısal kırılma testinde

maksimum kırılmanın bir olarak seçilmesi halinde elde edilen test istatistikleri Supremum Wald istatistiğine eşit olduğu söylenebilir.

UD_{max} istatistikleri dikkate alındığında sabitte kırılma tarihleri Almanya için 1981 yılı, Birleşik Krallık için 1991 ve 1998 yılları, Fransa için 1983 ve 1998 yılları, Japonya için 1986 yılı, Kanada için 1980 ve 2004 yılları, İtalya için ise 1977 yılı olarak belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma yılları için her bir ülke için kukla değişken oluşturulmuş ve yapısal kırılmalı model tahmin edilmiştir.

Tablo 4.24: Heterojen Panel Veri Modelinde Sabitte Çoklu Yapısal Kırılmaların SBSUR Tahmin Sonuçları

Denklem	**RMSE**	**R^2**	**χ^2 istatistik**	**Prob.**
Almanya	0.035	0.994	8929.38	0.000
Birleşik Krallık	0.032	0.994	10980.74	0.000
Fransa	0.021	0.997	55788.02	0.000
Japonya	0.021	0.999	107898.86	0.000
Kanada	0.027	0.997	35311.10	0.000
İtalya	0.025	0.997	28734.87	0.000
Değişkenler	**Katsayılar**	**Robust St. Hata**	**z istatistik**	**Prob.**
Almanya				
lnL	4.686	0.364	12.860	0.000
lnK	0.313	0.048	6.460	0.000
lnEC	-0.488	0.106	-4.610	0.000
D1981	-0.188	0.031	-5.960	0.000
Sabit	8.103	1.203	6.740	0.000
Birleşik Krallık				
lnL	2.805	0.099	28.460	0.000
lnK	0.199	0.025	7.940	0.000
lnEC	0.182	0.104	1.750	0.079
D1991	-0.108	0.023	-4.650	0.000
D1999	0.058	0.016	3.670	0.000
Sabit	6.520	1.087	6.000	0.000
Fransa				
lnL	1.660	0.178	9.320	0.000
lnK	0.241	0.028	8.640	0.000
lnEC	0.438	0.022	19.580	0.000
D1983	-0.069	0.016	-4.300	0.000
D1998	0.150	0.012	12.560	0.000
Sabit	5.387	0.356	15.110	0.000

Japonya				
lnL	0.989	0.128	7.720	0.000
lnK	0.422	0.026	16.470	0.000
lnEC	0.378	0.033	11.350	0.000
D1986	0.143	0.014	10.290	0.000
Sabit	3.614	0.104	34.610	0.000
Kanada				
lnL	3.686	0.320	11.520	0.000
lnK	0.071	0.035	2.010	0.045
lnEC	0.246	0.041	6.060	0.000
D1980	-0.056	0.012	-4.540	0.000
D2004	0.093	0.012	7.440	0.000
Sabit	6.350	0.336	18.920	0.000
İtalya				
lnL	1.424	0.177	8.040	0.000
lnK	0.179	0.035	5.060	0.000
lnEC	0.703	0.031	22.550	0.000
D1977	0.140	0.018	7.770	0.000
Sabit	4.673	0.461	10.130	0.000
Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi JB=0.533 (p- değeri=0.766)				
Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi $\chi^2_{(15)}$ = 46.119 (p- değeri=0.000)				
Harvey (1982) LM otokorelasyon testi $\chi^2_{(6)}$ = 78.535 (p- değeri=0.000)				
Breusch–Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon testi: $\chi^2_{(15)}$= 50.289 (p- değeri=0.000)				

Tablo 4.24'te SBSUR tahmin sonuçları ve model varsayımlarının testleri yer almaktadır. Bireysel regresyon denklemleri için hesaplanan R^2 değerleri %99'un üzerinde hesaplanmıştır. Bireysel olarak her bir ülkeye ait regresyon modellerinin genel anlamlılığı için yapılan testler %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle bireysel olarak her bir regresyon modelinin genel olarak anlamlı olduğu kararına varılmıştır.

Birimler arasında korelasyon olmaması varsayımı Breusch-Pagan (1980) LM testi ile sınanmaktadır ve LM test istatistiği $\chi^2_{(15)}$ = 50.289 olarak hesaplanmış ve %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yapılan Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi sonucunda model hatalarının normal dağılıma sahip olduğu kararına varılmıştır. Bunun yansıra Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi sonucunda model hatalarının heteroskedastisiteye ve Harvey (1982) LM otokorelasyon testi sonucunda ise hataların otokorelasyona sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bu yüzden değişkenlere ilişkin hesaplanan standart hatalar Kolev

(2021) robust standart hatalarla varsayımdan sapmalara karşı dirençli hale getirilmiştir.

Bireysel regresyon katsayılarının yorumuna gelindiğinde regresyona dahil edilen ve yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenler %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle belirlenen kırılma tarihlerinin sistem içerisinde de anlamlı olduğu kararına varılmaktadır. Anlamlı tek kırılmanın bulunduğu Almanya'da 1981 yılı sonrasında ekonomik büyümede düşüş yaşanırken, Japonya'da 1986 yılı ve İtalya'da 1977 yılı sonrasında ekonomik büyümede istatistiksel olarak anlamlı düzeyde bir artış yaşanmıştır. Anlamlı iki kırılmanın bulunduğu Birleşik Krallıkta ekonomik büyümede 1991 yılı sonrasında düşüş, 1999 yılı sonrasında artış gözlemlenirken, Fransa'da 1983 yılı sonrasında düşüş, 1998 yılı sonrasında ise artış gözlemlenmiştir. Aynı zamanda Kanada'da 1980 yılından sonra ekonomik büyümede istatistiksel olarak bir azalma görülürken, 2004 yılı sonrasında yeniden kayda değer bir artış gözlemlenmiştir.

Beşeri sermaye endeksi ve sermaye stoğundaki %1'lik artış ele alınan ülkelerde ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı etkileriyken, enerji tüketiminde %1'lik artış Almanya hariç diğer ülkelerde ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı şekilde etkilemektedir. Bireysel regresyon modelinden elde edilen katsayılar genelleştirilerek SBSUR-MG tahmin sonuçları ise Tablo 4.25'te yer almaktadır.

Tablo 4.25: Çok Kırılmalı SBSUR-MG Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	St. Hata	z-istatistik	Prob.
lnL	2.542	0.589	4.313	0.000
lnK	0.237	0.049	4.832	0.000
lnEC	0.243	0.164	1.482	0.138

Tablo 4.25'te SBSUR modelinde elde edilen katsayılardan yola çıkarak SBSUR-MG tahmincisi türetilmektedir. Elde edilen sonuçlara göre modele dahil edilen beşeri sermaye endeksi ve sermaye stoğu değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkiye sahipken, enerji tüketimi anlamsız etkiye sahiptir. ABD hariç G7 ülkeleri dikkate alındığında diğer bağımsız değişkenler sabitken beşeri sermaye endeksinde %1'lik artış %2.542, sermaye stoğundaki %1'lik artış %0.237, enerji tüketiminde %1'lik artış ise %0.243 düzeyinde ekonomik büyümeyi artırmaktadır.

4.8. HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİNDE YAPISAL KIRILMALARIN YUMUŞAK GEÇİŞLİ OLARAK BELİRLENMESİ

Bu başlık altında eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde yapısal kırılmalar kukla değişkenlerle kontrol edilmek yerine Fourier fonksiyonu yardımıyla yumuşak geçişli olarak tahmin edilmektedir. Bu amaçla (4.4) denklemde yer alan ekonometrik model Fourier terimleri ile genişletilmektedir:

$$lnY_{it} = \alpha_i + \beta_i\, lnK_{it} + \gamma_i lnL_{it} + \varphi_i\, lnEC_{it} + \lambda_{1i}\sin\left(\frac{2\pi\kappa t}{T}\right) + \lambda_{2i}\cos\left(\frac{2\pi\kappa t}{T}\right) + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

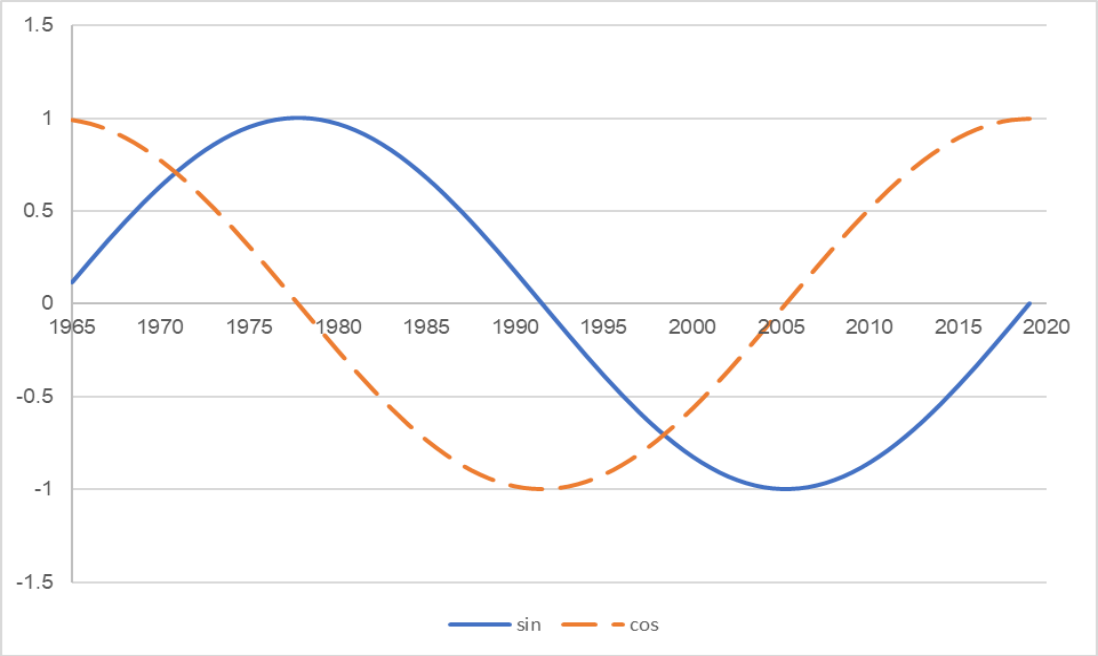
Burada 1965-2019 yıllarını kapsayan 55 yıllık veri seti dikkate alındığında *t* (1,2, 3 …. 55) trendi, T toplam zaman boyutunu (T=55), $\pi \approx 3.1416$ olan sabit katsayıyı, *k* ise 1 ile 5 arasında değere sahip olan hata kareleri toplamını minimum yapan frekans değerini ifade etmektedir. λ_{1i} ve λ_{1i} ise birimden birime değişen Fourier terimlerinin katsayılarını göstermektedir. FSUR-MG tahmincisi tahmin edilmeden önce Fourier fonksiyonu için uygun k değerinin seçilmesi gerekmektedir. Tablo 4.26'de 1'den 5'e kadar k değerleri denenmiş ve her bir k değeri için hata kareler toplamları hesaplanmıştır.

Tablo 4.26: FSUR-MG Tahmincisi için Uygun Frekansın Seçilmesi

Ülkeler	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5
Almanya	0.058	0.063	0.162	0.130	0.162
Birleşik Krallık	0.057	0.077	0.079	0.100	0.112
Fransa	0.057	0.045	0.136	0.187	0.178
Japonya	0.040	0.032	0.077	0.083	0.082
Kanada	0.034	0.083	0.115	0.096	0.110
İtalya	0.047	0.069	0.066	0.087	0.085
Toplam SSR	0.293*	0.369	0.635	0.682	0.728

Tablo 4.24'te Fourier fonksiyonu ile genişletilmiş FSUR-MG tahmincisi için uygun frekans seçimi yapılmıştır. Ülkeler bazında bireysel regresyona ait toplam SSR değeri dikkate alındığında en uygun frekans değerinin k=1 olduğu kararına varılmıştır.

k=1 frekans değeri baz alınarak türetilen Fourier terimlerin zamana göre değişimi Şekil 4.9'da yer almaktadır.



Şekil 4.9: Fourier Serilerinin Zamana Göre Değişimi

Şekil 4.9'da Fourier fonksiyonları olan sinüs ve kosinüs fonksiyonlarının k=1 için türetilen değerlerin zamana göre değişimi yer almaktadır. Dikkat edilirse sinüs fonksiyonu yumuşak geçişli olarak bağımlı değişkendeki ilk önce artışı daha sonra inişi ve yeniden artışı temsil ederken, kosinüs fonksiyonu sinüs fonksiyonun tam tersine ilk önce azalışı ve sonrasında artışı ifade etmektedir. Bu terimlerin bireysel regresyon denklemlerine ilave edilmesi doğrusal olmayan trendi yakalayarak yumuşak geçişli kırılmaları modelleyecektir. Bu yüzden her bir G7 ülkesi için kurulan regresyon modeline Fourier terimlerine eklenerek birimler arası korelasyonu dikkate alacak şekilde FSUR tahmincisi kullanılmakta ve sonuçlar Tablo 4.27'de özetlenmektedir.

Tablo 4.27: FSUR Tahmin Sonuçları

Denklem	**RMSE**	**R^2**	**χ^2-istatistik**	**Prob.**			
Almanya	0.033	0.995	11603.18	0.000			
Birleşik Krallık	0.032	0.993	14177.74	0.000			
Fransa	0.032	0.994	26758.23	0.000			
Japonya	0.027	0.998	45383.4	0.000			
Kanada	0.025	0.997	36625.56	0.000			
İtalya	0.029	0.996	26095.3	0.000			
Değişkenler	**Katsayılar**	**Robust St. Hata**	**z istatistik**	**Prob.**	**Bootstrap St. Hata**	**z istatistik**	**Prob.**
Almanya							
lnL	2.531	0.334	7.580	0.000	0.444	5.700	0.000
lnK	0.388	0.051	7.530	0.000	0.072	5.380	0.000
lnEC	0.576	0.111	5.200	0.000	0.151	3.820	0.000
sin	-0.102	0.017	-6.020	0.000	0.021	-4.970	0.000
cos	0.089	0.009	9.600	0.000	0.012	7.590	0.000
sabit	0.577	1.104	0.520	0.602	1.517	0.380	0.704

Birleşik Krallık							
lnL	3.913	0.213	18.390	0.000	0.260	15.040	0.000
lnK	-0.035	0.045	-0.770	0.444	0.058	-0.600	0.551
lnEC	0.255	0.084	3.040	0.003	0.118	2.170	0.030
sin	0.059	0.013	4.480	0.000	0.016	3.740	0.000
cos	0.085	0.016	5.330	0.000	0.019	4.560	0.000
Sabit	8.218	0.911	9.030	0.000	1.296	6.340	0.000
Fransa							
lnL	2.163	0.202	10.720	0.000	0.307	7.050	0.000
lnK	0.064	0.046	1.400	0.163	0.063	1.020	0.307
lnEC	0.707	0.052	13.570	0.000	0.058	12.100	0.000
sin	-0.008	0.010	-0.830	0.405	0.013	-0.640	0.521
cos	0.120	0.014	8.500	0.000	0.018	6.710	0.000
Sabit	5.583	0.476	11.720	0.000	0.713	7.830	0.000
Japonya							
lnL	2.345	0.283	8.290	0.000	0.342	6.860	0.000
lnK	0.321	0.042	7.630	0.000	0.055	5.880	0.000
lnEC	0.350	0.043	8.070	0.000	0.059	5.900	0.000
sin	-0.031	0.007	-4.650	0.000	0.007	-4.270	0.000
cos	-0.054	0.010	-5.150	0.000	0.011	-5.000	0.000
Sabit	4.028	0.215	18.750	0.000	0.252	15.970	0.000

Kanada							
lnL	3.888	0.515	7.550	0.000	0.760	5.120	0.000
lnK	-0.018	0.047	-0.380	0.703	0.067	-0.270	0.787
lnEC	0.410	0.078	5.280	0.000	0.110	3.730	0.000
sin	-0.001	0.012	-0.090	0.929	0.018	-0.060	0.953
cos	0.065	0.006	10.300	0.000	0.007	8.900	0.000
Sabit	6.115	0.571	10.700	0.000	0.824	7.420	0.000
İtalya							
lnL	1.936	0.126	15.320	0.000	0.244	7.930	0.000
lnK	0.180	0.024	7.440	0.000	0.050	3.610	0.000
lnEC	0.591	0.038	15.390	0.000	0.054	11.020	0.000
sin	0.027	0.009	3.070	0.002	0.011	2.430	0.015
cos	-0.055	0.007	-8.250	0.000	0.010	-5.560	0.000
Sabit	5.115	0.400	12.790	0.000	0.688	7.430	0.000

Bootstrap standard hataların hesaplanmasında 100 yenilemeli Bootstrap yaklaşımı kullanılmıştır.

Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi JB= 0.656 (p- değeri=0.720)

Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi $\chi^2_{(15)}$ = 116.385 (p- değeri=0.000)

Harvey (1982) LM otokorelasyon testi $\chi^2_{(6)}$ = 158.078 (p-değeri=0.000)

Breusch–Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon testi: $\chi^2_{(15)}$ = 91.505 (p-değeri=0.000)

Tablo 4.27'de FSUR tahmin sonuçları ve varsayım testleri yer almaktadır. Bireysel regresyon denklemleri için hesaplanan R^2 değerleri %99'un üzerinde hesaplanmıştır ve bu da modele dahil edilen bağımsız değişkenlerin yapısal kırılma ile birlikte ekonomik büyümeyi yüksek düzeyde açıkladığı anlamına gelmektedir. Bireysel olarak her bir ülkeye ait regresyon modelleri genel olarak istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Birimler arasında korelasyon varsayımı Breusch-Pagan (1980) LM testi ile sınanmış ve LM test istatistiği $\chi^2_{(15)}$ = 91.505 (p-değeri<0.01) olarak hesaplanmıştır, bu nedenle birimler arasında korelasyonun var olduğu kararına varılmıştır. Yapılan Jarque-Bera (1980) LM Normallik testi sonucunda model hatalarının normal dağılıma sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Bunun yanısıra Likelihood Ratio (1980) LR heteroskedastisite testi sonucunda model hatalarının heteroskedastisiteye ve Harvey (1982) LM otokorelasyon testi sonucunda ise hataların otokorelasyona sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bu nedenle değişkenlere ilişkin hesaplanan standart hatalar Kolev (2021) robust standart hatalarla varsayımdan sapmalara karşı dirençli hale getirilmiştir.

Yapısal kırılmaları yumuşak geçişli olarak tahmin etmek için kullanılan Fourier terimlerinin anlamlılığını sınamak amaçlı Tablo 4.27'de 100 yenilemeli Bootstrap standart hatalar hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre kosinüs terimi tüm ülkelerde, sinüs terimi ise Fransa ve Kanada hariç tüm ülkelerde %1 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu yüzden Fourier terimlerinin modelde yapısal kırılmaları iyi bir şekilde açıkladığı ve bu nedenle modele dahil edilmesi gerektiği kararına varılmıştır.

Bağımsız değişkenlerin yorumuna gelindiğinde ise, diğer bağımsız değişkenler sabitken beşeri sermaye endeksindeki %1'lik artış ele alınan ülkelerde ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı bir şekilde etkilemektedir. Sermaye stoğu değişkeni ise Birleşik Krallık ve Kanada'da ekonomik büyümeyi negatif ve anlamsız şekilde etkilerken, Fransa'da pozitif ve anlamlı bir şekilde etkilemektedir. Ek olarak, Almanya, Japonya ve İtalya'da sermaye stoğundaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilemektedir. Önemli bir girdi değişkeni olan enerji tüketimindeki %1'lik artış ise ele alınan tüm ülkelerde ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı şekilde etkilemektedir. FSUR tahmincisinde yola çıkarak elde edilen FSUR-MG tahmin sonuçları ise Tablo 4.28'de gösterilmektedir.

Tablo 4.28: FSUR-MG Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	St. Hata	z-istatistik	Prob.
lnL	2.796	0.322	8.677	0.000
lnK	0.150	0.072	2.084	0.037
lnEC	0.481	0.067	7.230	0.000

Tablo 4.28'den elde edilen sonuçlara göre modele dahil edilen beşeri sermaye endeksi, sermaye stoğu ve enerji tüketimi değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerinde %5 güven düzeyinde pozitif ve anlamlı etkiye sahiptir. ABD hariç G7 ülkeleri dikkate alındığında diğer bağımsız değişkenler sabitken beşeri sermaye endeksinde %1'lik artış %2.796, sermaye stoğundaki %1'lik artış %0.150, enerji tüketiminde %1'lik artış ise %0.481 düzeyinde ekonomik büyümeyi artırmaktadır.

4.9. YAPISAL KIRILMALI HOMOJEN VE HETEROJEN PANEL VERİ MODELLERİ İÇİN TAHMİNCİLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

Bu bölümde eğim parametresine göre homojen ve heterojen olan yapısal kırılmalı panel veri tahmincilerinden elde edilen sonuçlar özetlenmekte ve karşılaştırılmaktadır.

Tablo 4.29: Yapısal Kırılmalı Homojen ve Heterojen Panel Veri Modelleri için Karşılaştırmalı Tahmin Sonuçları

Model	Homojen Tahminciler			Heterojen Tahminciler			
	1	2	3	4	5	6	7
Değişkenler	SE Yapısal Kırılmasız	SE Yapısal Kırılmalı	TVFE Yumuşak Geçişli Yapısal Kırılmalı	SUR-MG Yapısal Kırılmasız	SBSUR-MG Tek sayıda Yapısal Kırılmalı	SBSUR-MG Çok sayıda Yapısal Kırılmalı	FSUR- MG Yumuşak Geçişli Yapısal Kırılmalı
lnL	1.565***		0.699***	2.700***	2.144***	2.542***	2.796***
1965-1977		1.259***					
1978-1990		1.072***					
1991-2000		1.039***					
2001-2009		1.356***					
2010-2019		1.438***					
lnK	0.439***		0.588***	0.241***	0.285***	0.237***	0.150**
1965-1977		0.420***					
1978-1990		0.445***					
1991-2000		0.406***					
2001-2009		0.371***					
2010-2019		0.316***					
lnEC	0.351***		0.535***	0.229	0.271*	0.243	0.481***
1965-1977		0.165***					
1978-1990		0.154***					
1991-2000		0.242***					
2001-2009		0.277***					
2010-2019		0.370***					
*%10, **%5 ve ***%1 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.							

Tablo 4.29'da homojen ve heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaları dikkate alan ve almayan model sonuçları karşılaştırılmaktadır. Mevcut panel veri modelinde eğim parametresinin birimlere ve zamana göre homojen olduğu ve sadece sabit parametrenin birimden birime değiştiğini varsayıldığında Model 1, 2 ve 3 kullanılabilmektedir. Sabit etkiler modeli (Model 1) eğim parametresinin birimlere göre homojen olduğu panel veri modellerinde birimlerden kaynaklanan gözlenemeyen etkileri yakalamak için geçerli bir modeldir fakat uzun dönemi kapsayan panel veriler üzerinde çalışıldığında SE modeli ekonomide gerçekleşen yapısal değişikler, global ekonomik krizler ve doğal afetler gibi nedenlerden dolayı eğim parametresi zamana göre değişimlere (ortak yapısal kırılmanın gerçekleşmesi durumu) uğrayacak ve bu yüzden SE modelinin grup-içi tahmincisi sapmasız ve etkin bir tahminci olma özelliğini kaybedecektir.

G7 ülkelerinde enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde etkisini araştıran mevcut veri seti uzun bir zaman boyutunu (1965-2019) kapsamakta ve bu dönemler belirgin olarak 1978, 2001 ve 2008 gibi ekonomik gerileme ve kriz dönemlerini içermektedir. Bu yüzden homojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların gerçekleşmesi olası olmaktadır. Bu durum Ditzen vd. (2021) tarafından geliştirilen panel verilerde yapısal kırılma testleri sonucunda eğim parametresinde yapısal kırılmaların 1977, 1990, 2000 ve 2009 yılında anlamlı bulunması ile desteklenmiş ve yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapısal kırılmalı SE modeli (Model 2) tahmin edilmiştir. Elde edilen tahmin sonucunda beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde zamanla artan, kapital stoğunun ise zamanla azalan pozitif ve anlamlı etkisi olduğu kararına varılmıştır. Eğer üzerinde çalışılan modelin eğiminde çok sayıda yapısal kırılmanın gerçekleştiği gözlemlenirse eğim katsayılarındaki zamana bağlı değişiklikleri kukla değişkenler veya veriyi bölme yaklaşımı kullanarak kontrol etmek gerekecek ve bu modelde bağımsız değişken sayını artırarak serbestlik derecesi ve aynı zamanda etkinlik kaybına neden olacaktır. Fazla kukla değişkenin eklenmesi model katsayıları arasında keskin bir şekilde artış ve azalmalara neden olarak ekonomik ilişkileri gerçek bir şekilde yansıtmayacaktır. Bu nedenle serbestlik derecesi ve etkinlik kaybını önlemek ve katsayıların zamana göre yumuşak geçişli olarak tahmin etmek için Sun vd. (2009) tarafından geliştirilen Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (TVFE) modeli (Model 3) kullanılabilinmektedir. TVFE model sonuçlarına göre beşeri sermayenin ekonomik büyüme üzerinde zamanla artan (Grafik 4.6) ve %1'lik artışa karşı ortalama olarak

%0.588 kadar pozitif, enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde zamanla artan (Grafik 4.7) ve %1'lik artışa karşı ortalama olarak %0.535 kadar pozitif fakat kapital stoğunun ekonomik büyüme üzerinde zamanla azalan (Grafik 4.8) ve %1'lik artışa karşı ortalama olarak %0.699 kadar pozitif etkisi olduğu gözlemlenmiştir. TVFE modelinden elde edilen sonuçlar yapısal kırılmalı SE model (Model 2) sonuçlarını doğrulamaktadır.

Yapılan heterojenlik testleri sonucunda eğer eğim parametresinin birimlere göre heterojen olduğuna karar verilirse Model 4-7'nin kullanılması uygun olacaktır. Model 4'te kullanılan SUR-MG tahmincisi eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde birimler arası korelasyonu kontrol etmekte başarılı bir tahminci olsa da yapısal kırılmaların varlığı durumunda etkin bir tahminci değildir. Bu sebeple sabitte tek yapısal kırılmayı (Model 5) ve sabitte çok kırılmayı (Model 6) dikkate alan modellerin kullanılması uygundur. Uygulanan testler sonucunda bazı G7 ülkelerinin bireysel regresyon modellerinin sabitinde birden fazla kırılmanın olduğu gözlemlendiğinden Model 6'nın yorumlanması daha uygun olacaktır. Çok kırılmalı SBSUR-MG tahmin sonuçlarına göre beşeri sermaye endeksinde ve sermaye stoğunda gerçekleşen %1'lik artış ekonomik büyümeyi sırasıyla %2.542 ve %0.237 kadar pozitif ve anlamlı etkilerken enerji tüketimi ekonomik büyümeyi %0.243 kadar pozitif fakat anlamsız etkilemektedir. Eğer bireysel regresyon modellerinde birden fazla sayıda yapısal kırılma gerçekleşirse ve bu yapısal kırılmaların yumuşak geçişli olduğu varsayılıyorsa, FSUR-MG (Model 7) tahmincisinin kullanılması daha uygundur. FSUR-MG tahmin sonuçlarına göre beşeri sermaye endeksinde, sermaye stoğunda ve enerji tüketiminde gerçekleşen %1'lik artış ekonomik büyümeyi sırasıyla %2.796, %0.150 ve %0.481 kadar artırmaktadır.

SONUÇ

Panel veri analizi, yatay kesit ve zaman serisi verilerini birleştirerek değişkenler arasındaki ilişkileri incelemek için araştırmacılara birimlere özgü etkileri kontrol etmeye ve zaman içindeki değişiklikleri yakalamaya yardımcı olur. Panel veri analizi, ilk olarak, daha fazla bilgi kullanarak verimliliği artırır ve daha etkin tahminlere yol açar. İkinci olarak, panel veri analizi sabit veya tesadüfi etkileri modelle dahil ederek gözlemlenmemiş heterojenliğin daha iyi kontrol edilmesini sağlar. Üçüncüsü ise, uzun vadeli eğilimlerin ve ilişkilerin analizine yardımcı olarak zaman içindeki değişikliklerin ve dinamik etkilerin incelenmesini sağlar.

Bu araştırmanın ilk bölümünde panel veri analizinin birinci ve ikinci avantajı göz önünde bulundurularak ilk önce homojen panel, sonrasında ise heterojen panel veri modelleri incelenmiştir. Homojen panel veri modelleri tek yönlü ve iki yönlü panel veri modelleri olarak sabit ve tesadüfi etkiler ayrımlarına gidilerek incelenmiştir. Homojen panel veri modellerinin gözlemlenmeyen birim etkileri yakalamakta önemli bir avantaja sahip olsa da değişkenler arasında ilişkinin şekli ve düzeyinin tüm birimler için aynı olduğu varsaymaktadır, fakat bu varsayım oldukça kısıtlı bir varsayımdır. Bu nedenle modelde yer alan hem sabit hem de eğim parametresinin tüm birimler için değişimine izin vermek ve panel veri yapısını heterojen olarak ele almak daha esnek bir yaklaşım olmaktadır. Toplanan panel veri ve oluşturulan ekonometrik model göz önünde bulundurularak modelin homojen ve heterojen panel veri yapısına uygunluğu çeşitli testlerle test edilmektedir. Bu testler arasında en önemlileri arasında Swamy (1970) $\tilde{S}$ testi, Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ testi, Bersvendsen ve Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{\text{CSA}}$ testi yer alır. Bu testler arasından Bersvendsen ve Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{\text{CSA}}$ testi heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli bir test olmakla uygulama açısından büyük bir avantaja sahiptir. Eğer yapılan eğim parametresinin heterojenlik testi sonucunda, birimlere özgü eğim parametrelerinin heterojen olduğuna karar verilirse ikinci aşamada birimler arası korelasyon test edilerek heterojen panel veri için uygun tahminciye karar verilir. Birimler arası korelasyon testleri arasında Breusch-Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004, 2015) CD Testi, Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) Düzeltilmiş LM Testi, Juodis ve Reese (2022) CD testi ve Pesaran ve Xie (2022) CD* testi yer almaktadır. Bu testler arasından hangisinin tercih edileceği ele alınan panel verinin N ve T'nin boyutuna ve zayıf ve güçlü birimler arası korelasyonun varlığına bağlıdır. Yapılan birimler arası korelasyon testleri sonucunda anlamlı bir birimler arası korelasyon gözlemlenmezse

heterojen panel veri modeli için Swamy (1970) Tesadüfi Katsayılar Modeli ve Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup Tahmincisi kullanılarak, anlamlı bir korelasyon gözlemlenirse bu zaman ise Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR), Pesaran (2006) Ortak Korelasyonlu Etkiler (CCE) ve Eberhardt ve Teal (2010) Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincilerinden biri tercih edilerek model tahmin edilmektedir.

Bu araştırmanın ikinci bölümü panel veri analizinin zaman içindeki değişikliklerin ve dinamik etkilerin incelenmesi avantajı ön planda tutulmuş ve ilk önce zaman serisi analizinde yapısal kırılmaların içsel ve dışsal olarak belirlenme testlerine yer verilmiştir. Sonraki kısımda özellikle Bai ve Perron (1998, 2003) çok kırılmalı yapısal kırılma testleri geniş şekilde tartışılmıştır ve Ditzen vd. (2021) tarafından geliştirilen ve Bai ve Perron (1998, 2003) testinin homojen panel veri modellerinde hem eğimde hem de rejimde yapısal kırılmaların homojen olarak belirlenmesi için genişletilmiş testlerine yer verilmiş ve bu testler kapsamlı bir şekilde ele alınmıştır. Son kısımda ise homojen panel verilerde eğim katsayılarının zamana göre yumuşak şekilde değişimini modelleyen Sun vd. (2009) tarafından geliştirilen Zamanla Değişen Katsayılı Sabit Etkiler (TVFE) modeli tartışılmıştır.

Araştırmanın ikinci bölümünde homojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaların modellenmesine odaklanırken üçüncü bölümünde heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmalara odaklanılmıştır. Baltagi, Feng ve Kao'nun (2019) çıkarımlarına göre heterojen panel verilerde yapısal kırılmanın tüm panel veri birimlerinde homojen olarak aynı anda gerçekleşme durumunda Bai ve Perron (1998, 2010) yaklaşımının CCE tahmincisi ile aynı asimptotik dağılıma sahip olmaktadır. Fakat birinci bölümde tartışmalar üzerine CCE tahmincisinin asimptotik özellikleri N ve T'nin sonsuza yaklaşması durumunda iyi sonuçlar gösterdiği göz önünde bulundurulursa N boyutunun küçük olduğu heterojen panel verilerde ve aynı zamanda birimlere göre yapısal kırılmaların heterojenlik gösterdiği durumlarda alternatif tahmincilerin türetilmesine ve yeni modelleme stratejilerine gerek duyulmaktadır. Bu nedenle çalışmanın üçüncü bölümünde N boyutunun küçük olduğu heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmaları heterojen olarak dikkate alan SBSUR-MG ve FSUR-MG tahmincileri türetilmiştir. Bu bölümde birimlere özgü regresyon modellerinde yapısal kırılmaların keskin olarak belirlenmesinde Supremum ve Bai ve Perron (1998, 2003) çok kırılmalı testlerine yer verilmiş ve belirlenen yapısal kırılmalar birimler arası korelasyonu dikkate alacak şekilde SBSUR tahmincisi kullanılarak modellenmiştir. Elde odilen SBSUR tahmin sonuçlarından yola çıkarak ise Pesaran

(1995) MG tahmincisine benzer mantıkla SBSUR-MG tahmincisi türetilmiştir. Son kısımda ise yapısal kırılmaların birden fazla gerçekleşmesi ve araştırmacı tarafından yapısal kırılmanın yerinin ve şeklinin bilinmemesi durumunda esneklik sağlayan Fourier fonksiyonları kullanılmış ve Fourier terimleri bireysel regresyon modellerine entegre edilmiştir. Sonuç olarak Fourier terimleri ile genişletilmiş FSUR tahmincisi türetilmiş ve elde edilen sonuçlardan yola çıkılarak tüm panel için birimler arası korelasyonu dikkate alan FSUR-MG tahmincisi önerilmiştir.

Bu araştırmanın dördüncü bölümünde ise birinci, ikinci ve üçüncü bölümde tartışılan teorik çerçeveler G7 ülkelerinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi belirlemek amaçlı kullanılmıştır. G7 ülkelerinde enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemek için 1965-2019 yıllarını kapsayan toplam çıktı miktarını temsil eden reel GSYİH (lnY), sermayeyi temsil eden reel kapital stoğu (lnK), emeği temsil eden beşeri sermaye endeksi (lnL) ve enerji tüketimini temsil eden toplam enerji tüketimine (lnEC) ilişkin veriler toplanmıştır. Elde edilen veriler kullanılarak ilk önce panel veri modelinin eğim parametrelerine göre homojen olduğu varsayılarak sonraki aşamada ise heterojen olduğu kabul edilerek yapısal kırılmalar belirlenmiş ve modellenmiştir. Yapısal kırılmalı homojen panel veri modelleri kapsamında Ditzen vd. (2021) tarafından geliştirilen testler kullanılarak modelin eğiminde ve rejiminde 1977, 1990, 2000 ve 2009 yıllarında yapısal kırılmaların gerçekleştiği belirlenmiştir. Eğimde gerçekleşen yapısal kırılmalar dikkate alındığında kapital stoğunun ekonomik büyüme üzerinde etkisinin zamanla azalan öneme sahip olduğu gözlemlenirken, beşeri sermaye endeksi ve enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde etkisinin zamanla artan öneme sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bu sonuçlar Sun vd. (2009) TVFE modeli sonuçlarıyla da desteklenmektedir.

Heterojen panel veri modeli kapsamında ise her bir G7 ülkesine ait bireysel regresyon modellerinden yola çıkılarak yapısal kırılmalar belirlenmiş ve Bai ve Perron (1998, 2003) testleri sonucunda çoklu yapısal kırılmaların gerçekleştiği kararına varılmıştır. Heterojen panel veri modelinde yapısal kırılmaların keskin olarak gerçekleştiği varsayımı altında SBSUR-MG tahmin sonuçları elde edilmiş ve elde edilen sonuçlara göre beşeri sermaye endeksinde ve sermaye stoğunda gerçekleşen artışın ekonomik büyümeyi anlamlı şekilde artırırken enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde anlamsız etkiye sahip olduğu sonucuna varılmıştır. Heterojen panel veri modelinde modellerinde birden fazla sayıda yapısal kırılma gerçekleştiği ve bu yapısal kırılmaların yumuşak geçişli olduğu varsayımı altında ise FSUR-MG tahmin

sonuçları elde edilmiş ve sonuçlara göre beşeri sermaye endeksi, sermaye stoğu ve enerji tüketiminde gerçekleşen artışın ekonomik büyümeyi pozitif ve anlamlı şekilde etkilediği sonucuna varılmıştır. Elde edilen sonuçlar genel olarak enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin pozitif ve anlamlı olduğu sonucunu desteklemekte ve bu sonuçlar Apergis ve Payne (2010), Destek (2016), Kahouli (2017), Paramati vd. (2018), Rahman ve Velayutham (2020) ve İnal vd. (2022) tarafından farklı ülke gruplarından elde ettiği sonuçlarla ve Narayan ve Smyth (2008), Tuğcu, Öztürk ve Aslan (2012), Tunalı ve Ulubaş (2015), Bilgili ve Öztürk (2015) ve Okumuş, Güzel ve Destek (2021) tarafından G7 ülkeleri üzerinde elde edilen sonuçlarla tamamen örtüşmektedir.

G7 ülkelerinde ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında pozitif bir ilişkinin bulunması enerji tüketiminin ekonomik büyüme için önemli bir girdi değişkeni olduğunu göstermektedir. Bu ilişkiyi güçlendirmek için G7 ülkeleri bazı girişimlerde bulunabilir. G7 ülkeleri yenilenebilir enerji kaynaklarına yatırım yaparak hem ekonomik büyümeyi destekleyebilir hem de artan enerji talebini karşılayabilir. Aynı şekilde, G7 ülkelerinde yeni enerji kaynaklarının keşfine ve çeşitli projelere yatırım yapmaya ve enerji altyapısını güçlendirmeye odaklanabilir. Buna ek olarak, G7 ülkeleri enerji sektöründeki istihdamı teşvik ederek yeni iş imkanları yaratılabilir ve bu şekilde enerji politikalarının iyileştirilmesi enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ilişkiyi güçlendirebilir. Bu öneriler, ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında olumlu bir dengenin sağlanmasına katkıda bulunacaktır fakat sürdürülebilirlik ve enerji verimliliği gibi çevresel faktörlerin de gözetilmesi gerekmektedir. Bu bağlamda G7 ülkelerinde enerji verimliliği standartları güçlendirilmeli ve enerji yoğun sektörlerde verimlilik artırıcı önlemler alınmalıdır. Enerji tüketiminin olumsuz çevresel etkilerinin azaltılması için ise altyapı geliştirmeleri ve modernizasyonu, araştırma ve geliştirme faaliyetleri desteklenmesi ve yenilikçi enerji teknolojilerinin geliştirilmesi ve kullanılması teşvik edilmelidir.

Özet olarak bu araştırmada heterojen panel veri analizinde yapısal kırılmaların keskin ve yumuşak şekilde tahmini için SBSUR-MG ve FSUR-MG tahmincileri önerilmiş ve önerilen tahminciler uygulanarak teorik ve ampirik açıdan önemli sonuçlar ve çıkarımlar elde edilmiştir.

KAYNAKÇA

Aksakal, Mina, Çilan, Çiğdem Aricigil: "Türkiye'ye yönelik turizm talebinin görünürde ilişkisiz regresyon modelleri ile incelenmesi." **Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi**, 2015, C:14, s. 235-256

Alper, Aslan, Oğuz, Öcal: "The role of renewable energy consumption in economic growth: Evidence from asymmetric causality." **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, 2016, C:60, s. 953-959.

Andrews, Donald WK: "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point." **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 1993, s. 821-856.

Antonakakis, Nikolaos, Badinger, Harald: "International spillovers of output growth and output growth volatility: evidence from the G7." **International Economic Journal**, 2012, C:26, N:4, s. 635-653.

Antonakakis, Nikolaos, Scharler, Johann: **Have consumption risks in the G7 countries become diversified?**, No. 67. FIW Working Paper, 2011.

Apergis, Nicholas, Payne, James E: "Renewable energy consumption and growth in Eurasia." **Energy Economics**, 2010a, C:32, N:6, s. 1392-1397.

Apergis, Nicholas, Payne, James E: "Renewable energy consumption and economic growth: evidence from a panel of OECD countries." **Energy Policy**, 2010b, C:38, N:1, s. 656-660.

Asif, Muhammad, Bashir, Sehrish, Khan, Saira: "Impact of non-renewable and renewable energy consumption on economic growth: evidence from income and regional groups of countries." **Environmental Science and Pollution Research**, 2021, C:28, s. 38764-38773.

Bai, Jushan: "Common breaks in means and variances for panel data." **Journal of Econometrics**, C:157, N:1, 2010, s. 78-92.

Bai, Jushan: "Estimating multiple breaks one at a time." **Econometric Theory**, C:13, N:3, 1997, s. 315-352.

Bai, Jushan, Perron, Pierre: "Estimating and testing linear models with multiple structural changes." **Econometrica**, 1998, s. 47-78.

Bai, Jushan, Perron, Pierre: "Computation and analysis of multiple structural change models." **Journal of applied econometrics**, C:18, N:1, 2003, s. 1-22.

Baltagi, Badi H., Wu, Ping X.: "Unequally spaced panel data regressions with AR (1) disturbances." **Econometric theory**, 1999, C:15, N:6, s. 814-823.

Baltagi, Badi H., Qu, Feng, Chihwa, Kao: "Estimation of heterogeneous panels with structural breaks." **Journal of Econometrics**, 2016, C:191, N:1, s. 176-195.

Baltagi, Badi H., Qu, Feng, Chihwa, Kao: "Structural changes in heterogeneous panels with endogenous regressors." **Journal of Applied Econometrics**, C:34, N:6, 2019, s. 883-892.

Baltagi, Badi H., James, Griffin. M.: "Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline." **Journal of Econometrics**, 1997, C:77, N:2, s. 303-327

Baltagi, Badi H: **The Oxford handbook of panel data**, New York, Oxford University Press, 2015.

Baltagi, Badi H: **Econometric analysis of panel data**, Springer, 6. bs, 2021

Behera, Jaganath, Mishra, Alok Kumar: "Renewable and non-renewable energy consumption and economic growth in G7 countries: evidence from panel autoregressive distributed lag (P-ARDL) model." **International Economics and Economic Policy**, 2020, C:17, s. 241-258.

Bersvendsen, Tore, Jan, Ditzen: "Testing for slope heterogeneity in Stata." **The Stata Journal**, C:21, N:1, 2021, s. 51-80.

Bhargava, Alok, Franzini, Luisa, Narendranathan, Wiji: "Serial correlation and the fixed effects model." **The review of economic studies**, 1982, C:49, N:4, s. 533-549.

Blanchard, Olivier J: "How to decrease unemployment." The 1990s Slump: **Causes and Cures**, 1996, s. 281-291.

Blomquist, Johan, Joakim, Westerlund: "Testing slope homogeneity in large panels with serial correlation." **Economics Letters**, C:121, N:3, 2013, s. 374-378.

Born, Benjamin, Breitung, Jörg: "Testing for serial correlation in fixed-effects panel data models." **Econometric Reviews**, 2016, C:35, N:7, s. 1290-1316.

Breusch, Trevor S., Pagan, Adrian R.: "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics." **The review of economic studies**, 1980, C:47, N:1, s. 239-253.

Brown, Robert L., Durbin, James, Evans, James M.: "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time." **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)**, C:37, N:2, 1975, s. 149-163.

Bruno, Michael, Sachs, Jeffrey: "Energy and resource allocation: a dynamic model of the Dutch Disease" **The Review of Economic Studies** , 1982, C:49, N:5, s. 845-859.

Burbidge, John, Harrison, Alan: "Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregressions." **International economic review**, 1984, C:25, N:2, s. 459-484.

Campello, Murillo, Galvao, Antonio F., Juhl, Ted: "Testing for slope heterogeneity bias in panel data models." **Journal of Business & Economic Statistics**, 2019, C:37, N:4, s. 749-760

Casas, Isabel, Rubén, Fernández-Casal: "tvReg: Time-varying Coefficients in Multi-Equation Regression in R.", **R Journal**, C:14, N:1, 2022, s. 79-100.

Chan, Victor KY: "The impact of the global financial crisis on the entertainment tourism industry: A financial engineering case study of Macao from 2007 to 2010." **Systems Engineering Procedia**, 2011, C:1, s. 323-329.

Chica-Olmo, Jorge, Sari-Hassoun, S, Moya-Fernández, P: "Spatial relationship between economic growth and renewable energy consumption in 26 European countries." **Energy Economics**, 2020, C:92, 104962.

Chow, Gregory C: "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions." **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 1960, s. 591-605.

Christopoulos, Dimitris, León-Ledesma, Miguel: "Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates." **Journal of International Money and Finance**, C:29, N:6, 2010, s. 1076-1093.

Chudik, Alexander, Pesaran Hashem: "Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors." **Journal of Econometrics**, C:188, N:2, 2015, s. 393-420.

Chudik, Alexander, Pesaran, Hashem, Tosetti, Elisa: “Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels.” **The Econometrics Journal**, 2011, C:14, N:1, s. 45-90

Corbacho, Ms Ana, Leandro Medina, Carlos Caceres: **Structural breaks in fiscal performance: did fiscal responsibility laws have anything to do with them?,** International Monetary Fund, 2010.

Çağlayan-Akay, Ebru: **Nonparametrik Regresyon Modelleri**, Derin Yayınları, 2012.

Davidson, Russell, James, MacKinnon: **Estimation and Inference in Econometrics**, New York: Oxford, 1993.

Davies, Robert B: "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative." **Biometrika**, C:74, N:1, 1987, s. 33-43.

De Hoyos R. E., Sarafidis, Vasilis: “Testing for cross-sectional dependence in panel data Models” **The Stata Journal**, 2006, C:6, N:4, s. 882-496

DeBenedictis, Linda, Giles, De: "Robust specification testing in regression: the FRESET test and autocorrelated disturbances." **Journal of Quantitative Economics**, 1999, C:15, N:1, s. 67-76.

Destek, Mehmet Akif: "Renewable energy consumption and economic growth in newly industrialized countries: Evidence from asymmetric causality test." **Renewable Energy**, 2016, C:95, s. 478-484.

Dikmen, Nedim: **Ekonometriye Giriş Temel Kavramlar ve Uygulamalar,** Seçkin Yayıncılık, 2016.

Ditzen, Jan, Karavias, Yiannis, Westerlund, Joakim: "Testing and estimating structural breaks in time series and panel data in stata." arXiv preprint arXiv:2110.14550, 2021.

Ditzen, Jan: “Estimating long run effects and the exponent of cross-sectional dependence: an update to xtdcce2.” **Faculty of Economics and Management at the Free University of Bozen**, 2021.

Driscoll, John C., Kraay, Aart C: "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data." **Review of economics and statistics**, 1998, C:80, N:4, s. 549-560.

Dwivedi, T. D., Srivastava, V. K: "Optimality of least squares in the seemingly unrelated regression equation model." **Journal of Econometrics**, C:7, N:3, 1978, s. 391-395.

Eberhardt, Markus: "Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes." **The Stata Journal**, 2012, C:12, N:1, s. 61-71

Eberhardt, Markus, Francis, Teal: "Productivity Analysis in Global Manufacturing Production." **Oxford University: Department of Economıcs Dıscussıon Paper Serıes**, 2010.

Efron, B: “Bootstrap methods: another look at the jackknife annals of statistics” **The Annals of Statistics**, 1979, C:7, N:1, s. 1-26.

Enders, Walter, Lee, Junsoo: "A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks." **Oxford bulletin of Economics and Statistics**, C:74, N:4, 2012a, s. 574-599.

Enders, Walter, Lee, Junsoo: "The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests." **Economics Letters**, C:117, N:1, 2012b, s. 196-199.

Erdugan, F: **Görünüşte İlişkisiz Regresyon Modellerinde Parametre Tahmin Yöntemleri**, Çukurova Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalı, 2012

Fabio, Aricò, R, Ulrike, Stein: "Employment and economic recession in Germany, Italy, and UK: different remedies for the same illness?." **8th EUROFRAME Conference on Economic Policy Issues in the EU**, Helsinki, 2011, C: 10.

Fan, Jianqing, Yuan Liao, Jiawei Yao: "Power enhancement in high-dimensional cross-sectional tests." **Econometrica**, C:83. N:4, 2015, s.1497-1541.

Ferderer, J. Peter: "Oil price volatility and the macroeconomy." **Journal of Macroeconomics**, 1996, C:18, N:1, s. 1-26.

Fiebig, Denzil G: **Seemingly Unrelated Regression, In: A Companion to Theoretical Econometrics**, Blackwell Publishing, 2001.

Flood, Robert P., Marion, Nancy Peregrim: "The transmission of disturbances under alternative exchange-rate regimes with optimal indexing." **The Quarterly Journal of Economics**, 1982, C: 97, N:1, s. 43-66.

Garcia, Rene, Perron, Pierre: "An analysis of the real interest rate under regime shifts." **The review of economics and statistics**, 1996, s.111-125.

Gujarati,Damodar N., Porter, Dawn C.: **Basic Econometrics,** McGraw-Hill Education, 5.bs, 2012.

Güriş, Salahattin., Çağlayan-Akay, E.: **Ekonometri Temel Kavramlar,** 5.bs, Der Yayınları, İstanbul, 2018.

Hamilton, James D: "Oil and the macroeconomy since World War II." **Journal of Political Economy,** 1983, C:91, N:2, s. 228-248.

Hammes, David, Wills, Douglas: "Black gold: The end of Bretton Woods and the oil-price shocks of the 1970s." **The Independent Review**, 2015, C:9., N:4, s. 501-511.

Hansen, Bruce E: "Approximate asymptotic p values for structuras-change tests." **Journal of Business & Economic Statistics**, C:15, N:1, 1997, s. 60-67.

Hansen, Bruce E: "The new econometrics of structural change: Dating breaks in US labor productivity." **Journal of Economic Perspectives**, C:15, N:4, 2001, s. 117-128.

Harris, Richard, Sollis, Robert: **Applied Time Series Modelling and Forecasting,** Wiley, 2003, s.192

Harvey, Andrew C: "A test of misspecification for systems of equations." **LSE Econometrics Programme Discussion Paper**, C:31, 1982.

Hausman, Jerry A. "Specification tests in econometrics." **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 1978, s. 1251-1271.

Hsiao, Cheng: **Analysis of Panel Data,** Cambridge university press, 2014.

Hsiao, Cheng: "Why panel data?" **The Singapore Economic Review**, 2005, C:50, N:2, s.143-154

Hsiao, Cheng, Pesaran, Hashem. M.: **Random coefficient models. In: The econometrics of panel data,** Springer, Berlin, 2008.

İnal, Veysel: "The nexus between renewable energy, CO2 emissions, and economic growth: Empirical evidence from African oil-producing countries." **Energy Reports**, 2022, C:8, s. 1634-1643.

İsmiç, Betül: "Gelişmekte olan ülkelerde elektrik tüketimi, ekonomik büyüme ve nüfus ilişkisi." **Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, C:5, N:1, 2015, s. 259-274.

Jang, Hanwool, Song, Yena,ohn, Sungbin: "Real estate soars and financial crises: Recent stories." **Sustainability**, 2018, C:10, N:12, s. 1-12.

Jarque, Carlos M., Bera, Anil K: "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals." **Economics Letters**, 1980, C:6, N:3, s. 255-259.

Jennifer, Martel L, David, Langdon S.: "The job market in 2000: slowing down as the year ended." **Monthly Lab. Rev**, 2001, C:124, N:3, s. 3-30.

Johnston, Jack, Dinardo, John: **Econometric Methods**, McGraw-HiU, New York, 1997, s.391

Juodis, Artūras, Reese, Simon: "The incidental parameters problem in testing for remaining cross-section correlation." **Journal of Business & Economic Statistics**, C:40, N:3, 2022, s. 1191-1203.

Juodis, Artūras, Reese, Simon: “The incidental parameters problem in testing for remaining cross-section correlation” **Journal of Business & Economic Statistics,** 2021, s.1-13.

Kahouli, Bassem, “The short and long run causality relationship among economic growth, energy consumption and financial development: Evidence from South Mediterranean Countries (SMCs)” **Energy Economics**, 2017, C:68, s. 19-30.

Kang, Suk: “A note on the equivalence of specification tests in the two-factor multivariate variance components model.” **Journal of Econometrics**, 1985, C:28, N:2, s. 193-203

Keating, Elizabeth K, Fischer, Mary, Gordon, Teresa: "Assessing financial vulnerability in the nonprofit sector." Available at SSRN 647662, 2005.

Kim, Dukpa: "Estimating a common deterministic time trend break in large panels with cross sectional dependence." **Journal of Econometrics**, C:164, N:2, 2011, s.310-330.

Kolev, Gueorgui: "SUREGR: Stata module to calculate robust, or cluster-robust variance after sureg.", 2021.

Langdon, David, McKittrick, David, Beethika Khan: STEM: Good Jobs Now and for the Future. ESA, **US Department of Commerce**, 2011, C:3, N:11, s.1-10.

Lee, Chien-Chiang, Chang, Chun-Ping: "Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data." **Resource and Energy Economics**, 2008, C:30, N:1, s. 50-65.

Leybourne, Stephen, Newbold, Paul, Dimitrios, Vougas: "Unit roots and smooth transitions." **Journal of Time Series Analysis**, C:19, N:1, 1998, s. 83-97.

Lin, Chien-Fu Jeff, Teräsvirta,Timo, "Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change." **Journal of Econometrics**, 1994, C:62, N:2, s. 211-228.

Liu, Jian, Wu, Shiying, Zidek, James V.: "On segmented multivariate regression." **Statistica Sinica**, 1997, s. 497-525.

Maddala, Gangadharrao S.: “Recent developments in the econometrics of panel data analysis.” **Transportation Research Part A: General**, 1987, C:21, N:4-5, s. 303-326.

McNees, Stephen K: "The 1990-91 recession in historical perspective." **New England Economic Review**, 1992, Jan, s. 3-22.

Mikidadu, Mohammed: **Essays on the Causes and Dynamic Effects of Oil Price Shocks**. Diss. The University of Utah, 2017.

Morris, John J., Alam, Pervaiz: "Value relevance and the dot-com bubble of the 1990s." **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 2012, C: 52, N:2, s. 243-255.

Narayan, Paresh K., Smyth, Russell: "Energy consumption and real GDP in G7 countries: new evidence from panel cointegration with structural breaks." **Energy Economics**, 2008, C:30, N:5, s. 2331-2341.

Okumuş, İlyas, Guzel, Arif Eser, Destek, Mehmet Akif: "Renewable, non-renewable energy consumption and economic growth nexus in G7: fresh evidence from CS-ARDL." **Environmental Science and Pollution Research**, 2021, C:28, N:40, s. 56595-56605.

Olayeni, Richard O., Tiwari, Aviral Kumar, Wohar, Mark E.: "Fractional frequency flexible Fourier form (FFFFF) for panel cointegration test." **Applied Economics Letters**, C: 28, N:6, 2021, s. 482-486.

Omay, Tolga, Hasanov Mubariz, Ucar Nuri: "Energy consumption and economic growth: evidence from nonlinear panel cointegration and causality tests.", Прикладная эконометрика, 2014, C:2, N:34, s. 36-55.

Omay, Tolga, Emirmahmutoglu, Furkan, Denaux, Zulal S.: "Nonlinear error correction based cointegration test in panel data." **Economics Letters**, C:157, 2017, s. 1-4.

Öztürk, İlhan, Bilgili, Faik: "Economic growth and biomass consumption nexus: Dynamic panel analysis for Sub-Sahara African countries." **Applied Energy**, 2015, C:137, s. 110-116.

Paramati, Sudharshan, Apergis, Reddy N., Ummalla, Mallesh: "Dynamics of renewable energy consumption and economic activities across the agriculture, industry, and service sectors: evidence in the perspective of sustainable development." **Environmental Science and Pollution Research**, 2018, C:25, s. 1375-1387.

Pauwels, Laurent L., Chan, Felix,Griffoli, Tommaso M.: "Testing for structural change in heterogeneous panels with an application to the euro's trade effect." **Journal of Time Series Econometrics**, C:4, N:2, 2012.

Penman, Stephen H: **Quality Accounting for Equity Analysis**, City University of New York, CUNY Academic Works, 2003.

Perron, Pierre, Qu, Zhongjun: "Estimating restricted structural change models." **Journal of Econometrics**, C:134, N:2, 2006, s.373-399.

Pesaran, Hashem M.: **General Diagnostic Tests for Cross-sectional Dependence in Panels**, University of Cambridge, 2004.

Pesaran, Hashem M.: “General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels” **Empirical Economics**, 2021, C:60, s. 13-50.

Pesaran, Hashem M.: **Time Series and Panel Data Econometrics**, Oxford University Press, 2015.

Pesaran, Hashem M.: "Testing weak cross-sectional dependence in large panels." **Econometric Reviews**, 2015, C:34, N:6-10.

Pesaran, Hashem M., Smith, Ron: “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels” **Journal of Econometrics**, 1995, C:85, N:1, s. 79-113

Pesaran, Hashem M., Smith, Ron, Im, Kyung So: **Dynamic Linear Models for Heterogenous Panels**, Springer Netherlands, 1996.

Pesaran, Hashem M.: "Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure." **Econometrica**, C:74, N:4, 2006, p. 967-1012.

Pesaran, Hashem M., Hashem, Aman Ullah, Takashi Yamagata: "A bias-adjusted LM test of error cross-section independence." **The Econometrics Journal**, C:11, N:1, 2008, p. 105-127.

Pesaran, Hashem M., Xie, Yimeng: "A Bias-Corrected CD Test for Error Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models with Latent Factors." arXiv preprint arXiv:2109.00408*,* 2022.

Pesaran, Hashem M., Smith, Ron: "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels." **Journal of Econometrics**, C:68, N:1, 1995, p.79-113.

Pesaran, Hashem M., Yamagata, Takashi: "Testing slope homogeneity in large panels." **Journal of Econometrics***,* C:142, N:1, 2008, p. 50-93.

Phillips, Peter C., Sul, Donggyu: “Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence.” **The Econometrics Journal**, 2003, C:6, N:1, s. 217-259.

Phillips, Peter CB, Yu, Jun: "Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis." **Quantitative Economics**, 2011, C:2, N:3, s. 455-491.

Phillips, Peter CB, Hyungsik R. Moon: "Linear regression limit theory for nonstationary panel data." **Econometrica**, C:67, N:5, 1999, s.1057-1111.

Radmehr, Riza, Rastegari, Shida, Shayanmehr, Samira: "Renewable energy consumption, CO2 emissions, and economic growth nexus: a simultaneity spatial modeling analysis of EU countries." **Structural Change and Economic Dynamics**, 2021, C:57, s. 13-27.

Rahman, Mohammad M., Velayutham, Eswaran: "Renewable and non-renewable energy consumption-economic growth nexus: new evidence from South Asia." **Renewable Energy**, 2020, C:147, s. 399-408.

Sezer, Demet: **Görünüşte İlişkisiz Regresyon Modelleri ve Bir Uygulama**, Yüksek Lisans tezi, Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, 2006.

Sun, Jiasen, Li, Guo, Wang, Zhaohua: "Optimizing China's energy consumption structure under energy and carbon constraints." **Structural Change and Economic Dynamics**, 2018, C:47, s. 57-72.

Sun, Yiguo, Carrol, Raymond J., Li, Dingding: "Semiparametric estimation of fixed-effects panel data varying coefficient models." **Nonparametric Econometric Methods**, C:25, Emerald Group Publishing Limited, 2009, s.101-129.

Swamy, Paravastu Avb.: "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model." **Econometrica**, 1970, C:38, N:2, s.311-323

Tugcu, Can T., Mert Topcu: "Total, renewable and non-renewable energy consumption and economic growth: Revisiting the issue with an asymmetric point of view." **Energy,** 2018, C:152, s. 64-74.

Tuğcu, Can T., Öztürk, İlhan, Aslan, Alper: "Renewable and non-renewable energy consumption and economic growth relationship revisited: evidence from G7 countries." **Energy Economics,** 2012, C:34, N:6, s. 1942-1950.

Tunali, Halil, Ulubaş, Mustafa A.: "Elektrik enerjisi tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: G7 ülkeleri üzerine bir uygulama (1970-2015)." **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi**, 2017 C:20, N:1, s. 1-13.

Verbeek, Marno: **A Guide to Modern Econometrics,** John Wiley & Sons, 5. bs., 2017, s.394

Von Hagen, Jürgen, Schuknecht, Ludger, Wolswijk, Guido: "Government bond risk premiums in the EU revisited: The impact of the financial crisis." **European Journal of Political Economy**, 2011, C:27, N:1, s. 36-43.

Wooldridge,Jeffrey M.: **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data,** MIT Press, 2010.

Yao, Yi-Ching: "Estimating the number of change-points via Schwarz'criterion." **Statistics & Probability Letters**, C:6, N:3, 1988, s.181-189.

Yerdelen Tatoğlu, Ferda: **Ekonometri Stata Uygulamalı,** İstanbul: Beta Yayınları, 2020.

Yerdelen Tatoğlu, Ferda: **İleri Panel Veri Analizi,** Beta Basım A.Ş, 4. bs., İstanbul, 2020.

Yerdelen Tatoğlu, Ferda: **Panel Veri Ekonometrisi,** Beta Basım A.Ş., 5. bs., İstanbul, 2020.

Yilanci, Veli, Muhammed Sehid Gorus, Sakiru Adebola Solarin: "Convergence in per capita carbon footprint and ecological footprint for G7 countries: evidence from panel Fourier threshold unit root test." **Energy & Environment,** 2022, C:33, N:3, s. 527-545.

Yves, Croissant, Millo, Giovanni: **Panel data Econometrics with R**, John Wiley & Sons, 2018, s. 193-196

Zellner, Arnold: "Estimators for seemingly unrelated regression equations: Some exact finite sample results." **Journal of the American Statistical Association,** C:58, N:304, 1963, p. 977-992.

Zellner, Arnold: "Estimators for seemingly unrelated regression equations: Some exact finite sample results." **Journal of the American Statistical Association,** 1962, N: 58, C:304, s. 977-992.

ÖZGEÇMİŞ

Hasraddin Guliyev, lisans eğitimine 2012 yılında Azerbaycan Devlet İktisat Üniversite'sinin Türk Dünyası İktisat Fakültesi (TÜDİFAK) İşletme bölümünde başlamış ve 2016 yılında lisans eğitimini bölüm birincisi olarak tamamlayarak Akdeniz Üniversitesi Ekonometri Bölümünde yüksek lisans eğitimine başlamıştır. Yüksek lisans eğitimini "Karma Frekanslı Verilerde Midas Regresyon Modellerinin Uygulanması: Türkiye'nin Ekonomik Büyüme Tahmini" başlıklı tezi ile 2018 yılında tamamlamış ve bu çalışma Türkiye'nin Güncel İktisadi Sorunları kitabında (Editörler: Hasan Türe, Erkan Ağaslan) kitap bölümü olarak yayınlanmıştır. Hasraddin, 2018 yılında İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri anabilim dalında doktora eğitimine başlamış ve bu eğitim döneminde ekonometrik analiz, ekonometrik zaman serilerinin analizi ve ileri panel veri analizi alanlarında uzmanlaşmıştır. Ayn; zamanda doktora döneminde İstanbul Üniversitesinin Ekonometri bölüm üyelerinin desteği ile Stata, Eviews, Gauss, WinRats paket programları ve R ve Python programlama dilleri üzerinde bilgi ve beceriler kazanan Hasraddin programlama, büyük veri analizi ve makine öğrenimi gibi alanlarda uzmanlaşmak için 2021 yılında İstanbul Teknik Üniversitesi Büyük Veri ve İşletme Analitiği programında ikinci yüksek lisans programına başlamış ve eğitim programını 2022 yılında başarılı bir şekilde tamamlamıştır. Şu anda ise doktora eğitimini İstanbul Üniversitesinde "2019-2023 Azerbaycan'ın Eğitim Sisteminin Uluslararası Rekabetçiliğinin Artırmaya Yönelik Devlet Programı" kapsamında devam ettirmektedir.

Hasraddin, Azerbaycan Cumhuriyeti Merkez Bankasında stajyer araştırmacı, Azerbaycan Devlet İktisat Üniversitesinde öğretim görevlisi ve araştırmacı, özel bankacılık alanında ise veri bilimcisi olarak deneyimlere sahiptir. Öğretim üyeliği yaptığı dönemde Ekonometri, Zaman Serilerinin Analizi, Sigortacılık ve Risk Yönetimi derslerini yürütmüştür. Özel sektördeki çalışma döneminde ise McKinsey danışmanlık grubu tarafından yürütülen müşteri segmentasyonu ve müşteri kayıp analizi gibi önemli projelerde veri bilimcisi olarak görev yapmıştır. Hasraddin şu ana kadar zaman serisi, panel veri analizi ve makine öğrenimi alanlarında "The Relationship Between Renewable Energy and Economic Growth in European Countries: Evidence from Panel Data Model with Sharp and Smooth Changes" (Renewable Energy Focus, 2023 https://doi.org/10.1016/j.ref.2023.06.005), "Artificial intelligence and unemployment in high-tech developed countries: New insights from dynamic panel data model" (Research in Globalization, 2022, https://doi.org/10.1016/j.resglo.2023.100140),

“Determining the spatial effects of COVID-19 using the spatial panel data model” (Spatial Statistics, 2020, https://doi.org/10.1016/j.spasta.2020.100443), “How oil price and exchange rate affect non-oil GDP of the oil-rich country: Azerbaijan?” (International Journal of Energy Economics and Policy, 2020, https://doi.org/10.32479/ijeep.9561), “The Effect of Global Financial Markets and Local Shocks on Turkey Airlines Market; New Evidence from Structural Break Cointegration and Causality Tests” (Research in Globalization, 2022, https://doi.org/10.1016/j.resglo.2022.100096), “Predicting the changes in the WTI crude oil price dynamics using machine learning models” (Resources Policy, 2022, https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102664) ve “Customer churn analysis in banking sector: Evidence from explainable machine learning models” (International Journal of Applied Microecnometrics, 2021, https://journals.gen.tr/index.php/jame/article/view/1677) başlıklı akademik çalışmalar yapmış ve bu çalışmalardan 6’sı Scopus ve Web of Science veri tabanlarında indekslenen dergilerde (SCI, SSCI, AHCI) yayınlanmıştır.