TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI

BİRİM KÖK TESTLERİNİN MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNE UYGULAMALARI

Dilek Nesrin KONAKLI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA / 2020

TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI

BİRİM KÖK TESTLERİNİN MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNE UYGULAMALARI

Dilek Nesrin KONAKLI

Danışman: Prof. Dr. Mehmet ÖZMEN
Jüri Üyesi: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK
Jüri Üyesi: Dr. Öğr. Üyesi F. İdil BAKTEMUR

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA / 2020

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne;

Bu çalışma, jürimiz tarafından Ekonometri Ana Bilim Dalında YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Prof.Dr. Mehmet ÖZMEN
(Danışman)

Üye: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK

Üye: Dr. Öğr.Gör. F. İdil BAKTEMUR

ONAY

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.
…/…/2020

Prof. Dr. Serap ÇABUK
Enstitü Müdürü

NOT: Bu tezde kullanılan ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu'ndaki hükümlere tabidir.

ETİK BEYANI

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmasında;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmasında yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Kullanılan verilerde ve ortaya çıkan sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,

bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim. 20/01 / 2020

Dilek Nesrin KONAKLI

ÖZET

BİRİM KÖK TESTLERİNİN MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNE UYGULAMALARI

Dilek Nesrin KONAKLI

Yüksek Lisans Tezi, Ekonometri Anabilim Dalı
Danışman: Prof. Dr. Mehmet ÖZMEN
Ocak 2020, 95 sayfa

Serilerin durağan olması gerekliliği varsayımı altında ekonometrik teoride bu amaçla, birçok görüş ortaya atılmış ve durağanlığın test edilmesi için pek çok test yöntemi geliştirilmiştir. Son dönemlerde geliştirilen test yöntemlerinin büyük bir kısmında, ortaya çıkan yapısal kırılma durumunda geçerli olan birim kök testleri üzerinde durulmuştur. Serilerde meydana gelen yapısal değişmeler dikkate alınmadan birim kök testlerinin uygulanması yanıltıcı sonuçlara neden olabilmektedir.

Durağan-dışı makro verileri dikkate alan panel veri ekonometrisi 1990'larda başlamasına rağmen oldukça hızlı bir gelişim göstermiştir. Bu gelişmeler panel verilerin öncelikle makroekonomik seriler olmak üzere birçok alanda etkin bir şekilde kullanılmasına olanak sağlamıştır. Bunun başlıca nedenlerinden birisi hem birim hem de zaman boyutunu bir arada ele alabilmesidir.

Bu bağlamda, Türkiye'ye ait bazı makroekonomik zaman serilerinin yapısal değişiklik altında durağanlığının sınanması amaçlanmıştır. Ayrıca panel veri analiz teknikleriyle durağanlık sınamaları yapılmıştır. Bu amaçla serilerin birim kök içerip içermedikleri, serilerde meydana gelen yapısal kırılmaların birim kök sürecini etkileyip etkilemedikleri incelenmiş ve ayrıca serilerin panel verilerle durağanlığı ele alınmıştır. Bu bağlamda Türkiye'ye ait on makroekonomik değişkenin yıllık frekansları kullanılmıştır. Çalışmada GSMH, tüketim, kamu harcamaları, reel döviz kuru, tefe, M3, enflasyon, faiz, ithalat, ihracat serilerine ait gözlemler kullanılmıştır.

Anahtar kelimeler: Zaman Serileri, Birim Kök testleri, Yapısal Kırılmalar, Panel Birim Kök Testleri

ABSTRACT

APPLICATIONS OF UNIT ROOT TESTS ON MACROECONOMICS VARIABLES

Dilek Nesrin KONAKLI

Master Thesis, Department of Econometrics
Supervisor: Asst. Prof. Dr.Mehmet ÖZMEN
January 2020, 95 pages

Under the assumption that the series should be stationary, many views have been put forward in the econometric theory for this purpose and many test methods have been developed to test the stability. In most of the recently developed test methods, unit root tests which are valid in case of the structural breaks have been emphasized. Unit root tests can be misleading without considering the structural changes in the series.

Panel data econometrics, which takes into account non-stationary macro data, started to develop in 1990s, but showed a rapid development. These developments enables panel data to be used effectively in many areas, primarily macroeconomic series. One of the main reasons for this is that can handle both unit and time dimensions together.

The study aimed to test the stability of some macroeconomic time series of structural changes under Turkey. In addition, stationary tests were performed with panel data analysis techniques.

For this purpose, it was investigated whether the series contain unit root or not, and whether the structural breaks in the series affect the unit root process and the stationarity of the series with the panel data is examined. In this context, the annual frequencies of Turkey on macroeconomic variables are used. In this study, observations on GNP, consumption, government final consumption expenditures, real exchange rate, consumer price index, (M3), inflation, interest rate, import and export series were used.

Keywords: Time series, Unit Root Tests, Structural Breaks, Panel Unit Root Tests.

ÖNSÖZ

Tez çalışmam sürecinde yardım ve desteklerini esirgemeyen sayın hocam ve tez danışmanım Prof.Dr. Mehmet ÖZMEN'e teşekkürlerimi sunarım. Beni bugünlere getiren sevgili annem Kadriye Akman ve akademik hayatım boyunca desteğini esirgemeyen babam Prof.Dr. Hasan Akman'a ve ablam Dr. Öğr. Üyesi Ş. Deniz Mutluay'a şükranlarımı sunarım. Gece gündüz annelerini bilgisayar başında bulan, ne zaman biteceğine dair soruları bitmeyen canım çocuklarıma ve her fırsatta çalışabilmem için ortam yaratmaya çalışan sevgili eşime minnettarım.

20/01 / 2020

Dilek Nesrin KONAKLI

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET iv
ABSTRACT v
ÖNSÖZ vi
KISALTMALAR x
TABLOLAR xi
GİRİŞ 1

BİRİNCİ BÖLÜM
ZAMAN SERİLERİ VE TEMEL KAVRAMLAR

1.1. Zaman Serileri 4
1.2. Stokastik Süreçler 5
1.2.1. Durağan Stokastik Süreçler 6
1.2.2. Otoregresif Süreçler: AR(p) 9
1.2.3. Hareketli Ortalama Süreci: MA (q) 9
1.2.4. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARMA (p, q) 10
1.2.5. Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreçleri: (ARIMA) 10
1.2.6. Model Seçiminde Box-Jenkins (1976) Yaklaşımı 11
1.2.7. Pür (Basit) Rassal Yürüyüş Süreci 11
1.2.8. Kayan Rassal Yürüyüş Süreci 12
1.3. Zaman Serilerinde Durağanlık 12
1.4. Deterministik Trend - Stokastik Trend, Fark Durağan Süreç-Trend Durağan Süreçler 13
1.5. Durağanlık Testleri 14
1.5.1. Otokovaryans ve Otokorelasyon 14
1.5.2. Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF) 15
1.5.3. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF) 16
1.5.4. Q- İstatistikleri-Portmanteau Testleri 16
1.6. Birinci Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi 17

İKİNCİ BÖLÜM
BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1. Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi 19
2.2. Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF) Birim Kök Testi 21
2.3. Phillips-Perron Birim Kök Testi 23
2.4. KPSS (Kwiatkowski- Phillips-Schmidt-Shin)Birim Kök Testi 24
2.5. İkinci Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi 25

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM
YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

3.1. Perron(1989) Birim Kök Testi 27
3.2.Perron (1997) Birim kök Testi 29
3.3. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi 31
3.4. Lumsdaine –Papell(1997) Birim Kök Testi 32
3.5. Lee-Strazicich(2003,2004) Birim Kök Testi..... 35
3.6.Bai- Perron Yapısal Kırılma Testi..... 38
3.7. Üçüncü Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi 39

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM
PANEL VERİLERE İLİŞKİN GENEL AÇIKLAMALAR VE PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

4.1. Temel Kavramlar 42
4.2. Panel Verinin Avantajları..... 43
4.3. Panel Veri Kullanmanın Dezavantajları..... 44
4.4. Panel Veri Modelleri Tahmin Yöntemleri 45
4.5. Sabit Etkliler Modeli..... 47
4.6. Tesadüfi Etkiler Modeli 48
4.7. Hausman Testi..... 50
4.8. Panel Birim Kök Analizi..... 51
4.9. Panel Birim Kök Testleri 51
4.10. Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri..... 52

4.10.1. Levin, Lin ve Chu (LLC) Panel Birim Kök Testi 53
4.10.2. Harris ve Tzavalis(HT) Panel Birim Kök Testi 57
4.10.3. Breitung (2000) Panel Birim Kök Testi 58
4.10.4. Hadri(2000) Panel Birim Kök Testi 60
4.10.5. Im, Pesaran ve Shin Panel Birim Kök Testi 61
4.10.6. Maddala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Testi 63
4.11. İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri 64
4.12. Birimler Arası Yatay Kesit Bağımlılığı 64
4.13. Pesaran(2003,2007) Panel Birim Kök Testi 65
4.14. Dördüncü Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi 67

BEŞİNCİ BÖLÜM
BİRİM KÖK TESTLERİNİN MAKRO EKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNE UYGULAMALARI

5.1. Yapısal Kırılmasız Birim Kök Testi Sonuçları 69
5.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri 71
5.2.1. Perron(1997) Birim Kök Testi Sonuçları 71
5.2.2. Zivot-Andrews Birim Kök Testi 72
5.2.3. Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları 74
5.2.4. Bai- Perron Yapısal Kırılma Testi 76
5.3. Panel Birim Kök Uygulamaları 81
5.3.1.Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri 81
5.3.2 İkinci Nesil Panel Birim Kök Testi Sonuçları 83
5.3.2.1. Birimler Arası Korelasyon Testi ve Sonuçları 83

SONUÇ 86
KAYNAKÇA 89
ÖZGEÇMİŞ 95

KISALTMALAR

ADF : Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller
AR : Otoregresif Zaman Serisi
ARIMA : Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci
ARMA : Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
BP : Bai-Perron Çoklu Yapısal Kırılma Testi
BJ : Box-Jenkins Yöntemi
CADF : Cross Section ADF
DF : Dickey-Fuller
FE : Fixed Effects
GSMIH : Gayri Safi Milli Hasıla
IPS : Im, Pesaran, Shin
MA : Hareketli Ortalama Süreci
KPSS : Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin Durağanlık Testi
LLC : Levin, Lin, Chu
LM : Lagrange Multiplier
PP : Philips-Perron Testi
RE : Random Effects
TSP : Trend Durağan Süreç
TÜFE : Tüketici Fiyatları Endeksi
ZA : Zivot ve Andrews

TABLOLAR

Sayfa

Tablo 1. ADF, PP ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları 69
Tablo 2. Birinci Farkı Alınmış Seriler İçin Birim Kök Test Sonuçları 70
Tablo 3. Perron (1997) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları 71
Tablo 4. Zivot- Andrews Birim Kök Testi Sonuçları 73
Tablo 5. Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları 75
Tablo 6. Bai- Perron Çoklu Yapısal Kırılma Test Sonuçları 77
Tablo 7. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Birim Kök Testlerinin Karşılaştırmalı Sonuçları . 79
Tablo 8. Panel Birim Kök Testi Sonuçları 81
Tablo 9. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testi Sonuçları 82
Tablo 10. Hadri Panel Birim Kök Testi 82
Tablo 11. CD Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları 83
Tablo 12. Im, Pesaran ve Shin (CAPS) Panel Birim Kök Testi 84
Tablo 13. Im, Pesaran ve Shin (CIPS) Panel Birim Kök Testi Sonuçları 84

GİRİŞ

Durağanlık kavramı, analiz edilen serilerin doğru bir şekilde tanımlanabilmesi ve istatistiksel çıkarımlarda bulunulabilmesi açısından önemlidir. Durağanlık etkin ve tutarlı tahminler için gerekli bir koşuldur. Zaman serileri ekonometrisinde, doğru sonuçlara ulaşabilmek için, incelen serilerin durağanlığının doğru yaklaşımlarla analiz edilmesi gerekir. Bu bağlamda, birim kök testleri serilerin durağanlığının araştırılmasında oldukça önemli bir konuma sahiptir. Durağanlık kavramı ekonometrik açıdan olduğu kadar iktisadi açıdan da oldukça önemli bir kavramdır. İktisadi açıdan durağanlık kavramı, bir denge durumunu ifade etmektedir. Ancak pek çok iktisadi zaman serisi değişkeni durağan olmayan bir yapıya sahiptir.

Serilerin durağan olması gerekliliği varsayımı altında ekonometrik teoride bu amaçla birçok görüş ortaya atılmış ve durağanlığın test edilmesi için pek çok test yöntemi geliştirilmiştir. Son dönemlerde geliştirilen test yöntemlerinin büyük bir kısmında, ortaya çıkan yapısal kırılma durumunda geçerli olan birim kök testleri üzerinde yoğunlaşılmıştır. Savaş, barış, ekonomik krizler, uygulanan politikaların değişmesi gibi pek çok nedenden dolayı makroekonomik seriler yapısal değişimler içermektedir. Serilerde meydana gelen yapısal değişimeler dikkate alınmadan birim kök testlerinin uygulanması doğal olarak yanıltıcı sonuçlara neden olacaktır. Literatürde yapısal kırılmaları dikkate alan birçok test vardır. Zaman serilerinin tek, çift ve daha fazla kırılma içermesi, kırılma noktasının bilinmesi veya bilinmemesi; geliştirilmiş olan testlerin hareket noktası olmuştur.

Son yıllarda ekonometri literatüründe, üzerinde en çok çalışılan konulardan bir diğeri de panel verilerdir. Panel veriler uzun yıllardır ekonometrik araştırmalarda kullanılmasına rağmen, özellikle 2000'li yıllardan sonra geliştirilen panelin zaman boyutunu temel alan önemli yeni gelişmeler meydana gelmiştir. Bu gelişmeler panel verilerin öncelikle makroekonomik seriler olmak üzere birçok alanda etkin bir şekilde kullanılmasına olanak sağlamıştır. Bunun başlıca nedenlerinden birisi hem birim hem de zaman boyutunu bir arada ele alabilmesidir. Bu özelliğinden dolayı panel veriler, hem yatay kesit hem de zaman serisi verilerine göre daha fazla bilgi vermektedir. Diğer bir ifadeyle birim ve zaman boyutundaki bilgiler bir araya getirilerek oluşturulan panel birim kök sınamaları zaman serisi verilerine göre daha güçlüdür. Bu bağlamda

makroekonomik seriler analiz edilirken, panel verilerin kullanılması yatay kesit ve zaman serilerine göre daha güçlü sonuçlara ulaşılmasını sağlamaktadır.

Birim boyutunun (N) zaman boyutu (T)'den küçük olduğu (N<T) durumlarda değişkenler arasındaki ilişki tahmin edilmeden önce, serilerin yapılarında bir değişkenlik olup olmadığının incelenmesi, yani panelde yer alan birimlerin durağanlıklarının saptanması gerekmektedir. Levin-Lin (1992,1993) ve Levin ve Chu (2002) gibi ilk geliştirilen birinci nesil panel birim kök testleri ile durağanlık analizi yapılırken, paneldeki tüm birimlerin durağan veya durağan-dışı olduğunu, yani paneldeki birimlerin homojen bir yapıya sahip olduğunu varsaymaktadır. Ancak bu varsayım farklı birimleri içeren bir panel için sınırlayıcı bir durum ortaya koymaktadır.

Panel veriler çerçevesinde ele alınan ikinci nesil panel birim kök testleriyle birinci nesil panel birim kök testleri arasındaki temel farklılık heterojenliktir. Diğer bir ifadeyle, paneli oluşturan birimler arasındaki yatay kesit bağımlılık sorunudur. Parametre heterojenliğini dikkate almayan testlerin büyük çoğunluğu yatay kesit birimlerin korelasyonsuz olduğunu varsaymaktadır. Yatay kesit bağımlılığını dikkate alan çalışmalar arasında Pesaran (2004, 2007) , Choi (2002) gibi birim kök testleri yer almaktadır.

Çalışma genel olarak beş bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın birinci bölümünde zaman serileri ile ilgili bazı temel kavramlar, durağanlık kavramı ve durağanlığın araştırılmasında en çok uygulanan yöntemler üzerinde durulmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, birinci bölüme paralel olarak durağanlık kavramı ile ilgili yapısal kırılmayı dikkate almayan; DF(1979), ADF(1981), PP(1988) ve KPSS(1992) gibi belli başlı birim kök testleri incelenmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri yer almaktadır burada sunulan durağanlık testleri; Perron (1989), Zivot ve Andrew (1992), Lumdsdaine ve Papel (1997), Perron (1997), Lee ve Strazicich (2003, 2004) testleridir, ayrıca yapısal kırılma dönemlerini test eden Bai-Perron'un çoklu yapısal kırılma testi de ele alınmıştır.

Çalışmanın dördüncü bölümünde, panel veri kavramı, panel verilerin faydaları ve sınırlılıkları, panel veri tahmin yaklaşımları ele alınmaktadır. Ayrıca bu bölümde, durağan-dışı paneller ve birim kök testleri yer almaktadır. Burada sunulan durağanlık testleri panellerin; homojen, heterojen, yatay kesitsel bağımsız, yatay kesitsel bağımlı olmasına göre değerlendirilmektedir.

Çalışmanın beşinci ve son bölümünde ise tez çalışmasında ele alınan birim kök testleri üzerine analiz yapılarak, bunların sonuçları yorumlanmıştır. Çalışmada uygulamalar Stata ve Eviews programları kullanılarak yapılmıştır. Bu bölümde ele alınan uygulamalar; Türkiye'ye ait on makroekonomik değişken ile, öncelikle yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testleri ile daha sonra serilerde meydana gelen yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri kullanılarak değişkenler analiz edildikten sonra, ayrıca panel veri analiz teknikleriyle durağanlık sınamaları yapılmıştır ve elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

ZAMAN SERİLERİ VE TEMEL KAVRAMLAR

1.1. Zaman Serileri

Zaman serileri, bir dönemden diğerine değişkenlerin değerlerinin ardışık bir şekilde gözlendiği sayısal büyüklüklüklerdir. Gözlenen verilerin zaman içinde ardışık bir biçimde gerçekleşmesi bir koşul değil fakat düzenli aralıklarla dizinin gelişimini görmek açısından gereklidir. Zaman serisi verileri genellikle günlük haftalık, aylık veya yıllık gibi zamanın belli düzenli aralıklarında derlenir veya toplanır. Geleneksel istatistiksel analizlerin kullanıldığı tekniklerde zaman serisi gözlemlerinin bir sırasınının önemi yoktur fakat zaman serileri analizlerinde verilerinin sırasının önemi büyüktür (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s.2).

Ekonomi dünyasındaki belirsizlikler nedeniyle makroekonomik zaman serilerinin davranış biçimini kestirmek karar açısından önem arz etmektedir. Bu durumda zaman serilerinin özelliklerini belirlemek için kullanılan yöntemlerden biri, geleneksel zaman serisi ayrışım yöntemidir. Zaman serilerinin geleneksel ayrışım yöntemi, serideki trend, konjonktür, mevsim etkileri ve düzensiz hareketlerin ayrıştırılmasını inceler. Bu analiz yöntemi iyi ve modern bir yaklaşım olmamasına rağmen hala sıkça kullanılmaktadır.

Zaman serileri analizinin birinci aşamasında, zaman serisinin grafiğinin çizilmesi gelir. Bu grafik ile genel olarak serinin bir trende ya da bir dalgalanmaya sahip olup olmadığı görülebilir.

Zaman serileri ile yapılan ampirik çalışmalarda verilerin durağan olduğu varsayılır. Fakat, ekonomik zaman serilerinin önemli bir kısmı durağan değildir. Dolayısıyla zaman serileri analizleri, durağan-dışı serilerin durağan hale getirilmesi ilişkin birçok teknik içermektedir. Örneğin herhangi bir durağan dışı zaman serisi değişkenini başka bir durağan dışı zaman serisi değişkeni üzerine regrese edildiği düşünüldüğünde, bu iki değişken arasında gerçekte anlamlı bir ilişki olmamasına rağmen oldukça yüksek R^2'ler çıkabilmektedir. Böyle bir durumda *sahte regresyon*

problemi ortaya çıkmış olacaktır. Bu sorun, her iki zaman serisisinin aslında güçlü bir trende sahip olduğu ve bu yüzden gözlenen yüksek R^2'nin söz konusu iki değişken arasında doğrusal bir ilişkiden değil, bu güçlü trend ilişkisinden kaynaklandığı ifade edilebilir (Gujarati,2014, s.737).

Geleneksel zaman serileri analizlerinde kullanılan diğer bir yöntem ise; Box-Jenkins(1976), tarafından geliştirilen çeşitli stokastik zaman serisi modelleridir. Stokastik zaman serisi modelleri, stokastik süreçlere, pür rassal sürece ve otokorelasyon fonksiyonlarına dayanmaktadır.

1.2.Stokastik Süreçler

Stokastik (olasılıklı) süreç, rassal değişkenleri zamanla değişimini tanımlamak için kullanılan istatistiksel bir terimdir. Stokastik süreç, rassal değişkenlerin nasıl üretileceği ile ilgili olan olasılık yasasına tabidir. Bu olasılık yasası stokastik sürecin tanımlandığı rassal değişkenlerin istatistiksel özelliklerini, özellikle de aralarındaki bağımlılığın yapısını belirler (ÇİL, 2018, s.67).

Y rassal değişkeni için stokastik süreç genellikle $\{Y\}_{-\infty}^{+\infty}$, bunun özel gerçekleşmesi ise $\{y_t\}_1^T$ ile gösterilmektedir. Stokastik süreç ile gerçekleşme arasındaki ilişki, anakütle ile örnek arasındaki ilişkiye benzemektedir. Zaman serilerinin temel amacı gözlenen (gerçekleşen) seride içerilen bilgiden yararlanarak stokastik sürecin özellikleri hakkında çıkarımlarda bulunmaktır.

Stokastik sürecin birden fazla gerçekleşmesi söz konusudur. Ekonometri yöntemlerinin kullanıldığı çalışmalar ve zaman serilerinin analizi, stokastik sürecin özel bir gerçekleşmesi olan gözlemlenmiş verilere dayanmaktadır (Box ve Jenkins, 1976, s.21).

İki tür stokastik süreç vardır. Birincisi *kesikli-zaman stokastik süreç,* ikicisi ise *sürekli- zaman stokastik süreç*tir. Stokastik sürecin kesikli ve sürekli olma özelliğine göre, stokastik sürecin özel bir gerçekleşmesi zaman serileri de sürekli ya da kesikli olacaktır (F. Bass, 2011 s. 1). Eğer gözlemler sürekli zamanda ortaya çıkan gözlemler ise, elde edilen seri sürekli zaman serisidir. Sürekli zaman serileri zamanın her anında çıkan serilerdir. Zaman serisini üreten süreç çoğunlukla, sürekli zaman serisi üretse de gözlemler sürekli zaman serisi gözlemleri olarak elde edilemez. Eğer gözlemler belli zaman aralıkları ile elde edilmişse ortaya çıkan seri kesikli zaman serisidir (Claude, Roger, 2013).

Bazı kesikli zaman serileri, sürekli zaman serilerinin belli zaman aralıkları için birikimli olarak hesaplanması suretiyle elde edilir. Seçilen zaman aralığı için elde edilen birikimli seri, kesikli zamanda bir gözlemi oluşturmaktadır. Birçok iktisadi zaman serisi bu gruba girer. Örneğin altı aylık GSMH, yıllık sabit sermaye yatırımları gibi (Çil, 2018, s.69).

Zaman serileri ile ilgili çalışmalarda üzerinde durulan stokastik süreçler türünden biri durağan stokastik süreçlerdir.

1.2.1 Durağan Stokastik Süreçler

Zaman serisi verileri ekonometrik çalışmalarda sıkça kullanılmasına da bazı özel problemlerle karşılaşılmaktadır. Durağanlık basit bir olarak ifade edildiğinde, bir zaman serisinin tüm zaman dönemi boyunca ortalamasının, varyansının sabit ve kovaryansının sadece dönemler arasındaki farka bağlı olmasıdır.

Bir zaman serisinin eğer ortalamasında ve varyansında sistematik bir değişme yoksa (trend yapmıyorsa), düzenli peryodik değişmeler ortaya çıkarmıyorsa, seri durağandır. Durağan bir süreçte stokastik sürecin özellikleri zaman boyunca değişmemektedir (Gujarati, 2014, s. 740).

Zaman serisi modellerini geliştirebilmek için, belirli bir stokastik sürecin zamana bağlı olarak değişip değişmediğinin bilinmesi gerekmektedir. Eğer stokastik süreç durağan dışı ise, zaman serisini cebirsel bir modelde göstermek zordur. Fakat, stokastik süreç durağan ise bir süreç modeli elde edilebilir.

Genel olarak tüm zaman serilerinin kullanıldığı analizlerde uygulanan ekonometrik yöntemler, serilerin durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır. Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşabileceğini göstermişlerdir. Bu durumda geleneksel regresyon analizi ve zaman serilerinden elde edilen sonuçlar gerçek ilişkiyi yansıtmaz, yanıltıcıdır.

Zaman serisi verilerinin durağan olması, stokastik sürecin $\{Y\}_{-\infty}^{+\infty}$ durağan olmasına bağlıdır. Zaman serisi verisi $\{y_t\}_{t=1}^{T}$, bu veriyi üreten stokastik sürecin $\{Y\}_{-\infty}^{+\infty}$ tek bir gerçekleşmesi olduğu için, ancak durağan stokastik süreçlerden durağan zaman serisi elde edilir (Çil, 2018, s.70).

Stokastik sürecin, $t_{1,} \dots, t_k$ zaman noktalarındaki gerçekleşmelerinin ortak olasılık dağılım fonksiyonu tek ise, süreç durağandır (Stock ve Watson, 2012, ss. 577-578). Bu durumda t zamandaki ortak olasılık dağılım fonksiyonu $f(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ ile, s>0 olmak üzere, t+s zamandaki ortak olasılık dağılım fonksiyonu $f\left(y_{1(t+s)}, y_{2(t+s}\right), \dots, y_{k(t+s)})$ aynıdır.

$$f(y_{1t}, y_{2t}, \dots., y_{kt}) = f\left(y_{1(t+s)}, y_{2(t+s}\right), \dots, y_{k(t+s)}) \qquad (1.1)$$

(1.1)' deki koşulu sağlayan stokastik süreç, kesin durağan (tam/katı süreç) olarak adlandırılır. Kesin durağanlık, zaman içerisinde s dönemlik kaymanın stokastik sürecin ortak olasılık dağılım fonksiyonunu değiştirmediğini, dolayısıyla stokastik sürecin zamandan bağımsız olduğunu ifade eder. Bu nedenle iki gözlem arasındaki ilişkiyi etkileyen tek unsur, iki gözlem arasındaki uzaklıktır. Kesin durağanlık, bağımsız ve benzer dağılım (IID) özelliğinden daha zayıftır. Çünkü kesin durağan süreç, bağımlı olabilir. Kesin durağanlık finansal ve makro ekonomik veriler de dahil olmak üzere olmak üzere birçok zaman serisi için gerçekleşmesi zor bir varsayım olup, çoğu zaman mümkün olmamaktadır. Ayrıca kesin durağanlığın tespiti için stokastik sürecin bilinmesi gerekir. Uygulamada stokastik sürecin her bir zaman noktasındaki tek gerçekleşmesi olan zaman serisi verileri { y_t \ t,…T} kullanılmaktadır. Zaman serisi verisinin { y_t \ t,…T} ortalaması ile varyansı zaman içinde sabit ve serinin iki değeri arasındaki ortak varyansın (otokovaryans) hesaplandığı zaman değil de iki zaman arasındaki uzaklığa bağlı ise, zaman serisi zayıf durağandır . Yani, y_t zaman serisinin tüm değerleri ve her zaman dönemi için aşağıdaki zayıf durağanlık koşullarının gerçekleşmesi halinde y_t 'nin durağan olduğu ifade edilir:

$$\mathrm{E}[y_t] = \mu < \infty \qquad (1.2a)$$

$$\mathrm{E}[(y_t - \mu)]^2 = \gamma_o = \sigma_y^2 < \infty \qquad t= 1,\dots, T \qquad (1.2b)$$

$$Cov\left[y_t , y_{t-j}\right] = \mathrm{E}\left[(y_t - \mu)\left(y_{t-j} - \mu\right)\right] = \gamma_j \quad j>0 \qquad (1.2c)$$

Burada μ zaman serisinin ortalamasını, σ_y^2 ise varyansını göstermektedir. Yukarıda açıkça görülmektedir; zayıf durağanlık koşulunda y_t serisinin ilk iki momenti koşulsuz ortalama ve koşulsuz varyans zamandan bağımsız ve sonludur. Buna göre zayıf durağanlık durumunda, y_t 'nin t=1,…,T' e kadar olan verileri, zaman içerisinde

sabit bir değer etrafında sabit bir sapmayla salınım sergilemektedir. Zayıf durağanlık sadece koşulsuz momentler için geçerli olup, koşullu momentler için geçerli değildir. Zayıf durağan bir sürecin koşullu ortalaması değişebilir. Genel olarak, zaman serisinin istatistiksel özellikleri zaman içinde sabit kalıyorsa, seri durağan bir zaman serisidir (Çil, 2018, s.71).

Bu nedenle zaman serilerinin analizinde, genellikle serinin zayıf durağan (kovaryans durağan) olduğu varsayılmaktadır. Zayıf durağanlık İkinci mertebeden durağanlık olarak da bilinir ve sürecin sadece ilk iki momentini zamandan bağımsız olması gerekir. Zayıf durağanlık sadece koşulsuz momentler için geçerli olup, koşullu momentler için geçerli değildir. Zayıf durağan sürecin koşullu ortalaması değişebilir. Genellikle zaman serisinin istatistiksel özellikleri zaman içinde sabitse, seri durağan bir seri olarak kabul edilmektedir.

Durağan süreçlerin diğer bir önemli özelliği, şokların kısa süreli ya da geçici etkiye sahip olmasıdır. Böylece durağan süreçler, ortalamaya dönme eğilimimdedir. Bu nedenle durağan süreçler ortalamaya dönen süreçler (mean reversion process) ya da kısa hafızalı süreçler (short memory) olarak da adlandırılmaktadır. Durağan bir sürecin ortalamaya dönüş hızı, ardışık ortak varyansların aldığı değere bağlıdır. Ardışık ortak varyans küçükse ortalamaya dönüş hızlı, büyükse ortalamaya dönüş yavaş olacaktır (Gujarati, 2014,748).

Zaman serilerinin durağan olması olarak ifade edilen şey, zaman içinde varyansının ve ortalamanın sabit olması ve gecikmeli iki zaman periyodundaki değişkenlerin ko-varyansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup zamana bağlı olmamasıdır (Gujarati, 2014, s. 740). Dolayısıyla serinin trendi varsa, durağanlığın sağlanabilmesi için trendden arındırılmalı, seri mevsimsel dalgalanmalar ve değişen varyans içeriyorsa bunların da giderilmesi gerekmektedir.

Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda, zaman serileri trend içerecektir. Bu durumda zaman serilerinin kullanılacağı regresyon denklemlerinde sahte regresyon gibi durumlar ortaya çıkacaktır. Zaman serileri durağan değillerse, stokastik ya da deterministik trend içermektedirler. Ancak seri üzerinde uzun dönemde deterministik trendin varlığı ile düzensiz modellerde zaman içinde ortaya çıkan ve bir müddet sonra kayıp olan trendler birbirinden farklıdır.

Birim kök sürecine temel oluşturan otoregresif süreç doğrusal bir yapıya sahip olduğundan izleyen alt başlıklarda doğrusal süreçlerden bahsedilecektir.

1.2.2. Otoregresif Süreçler: AR(p)

Zaman serisi modellemesinde Y_t gibi bir ekonomik değişkenin geçmiş değerlerinde içerilen bilgi, söz konusu ekonomik değişkenin gelecek değerinin ön raporlamasını yapmada oldukça yarar sağlar. Bu tip gecikmiş bağımlılığı yansıtan bir istatistiksel model örneği olarak birinci derece otoregresif süreç ile verilebilir.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,3,\dots,T \qquad (1.3)$$

Bu modelde δ bir kesme parametresini temsil ederken, ϕ_1 , -1 ile +1 arasında değer alan bilinmeyen parametredir ve ε_t ise ise ortalaması sıfır sabit bir varyansta σ_ε^2 korelasyonsuz hata terimidir. Denklem (1.3) birinci derece otoregresif zaman serisi modelidir. Çünkü, Y_t yalnızca kendinden bir önceki dönemdeki değerine Y_{t-1} ve bir rassal kalıntıya bağlıdır. Bu istatistiksel model yapısı AR(1) zaman serisi modeli veya AR(1) süreci olarak tanımlanır (Sevüktekin ve Çınar 2017, ss. 148-149).

1.2.3.Hareketli Ortalama Süreci: MA (q)

Eğer bir serinin gecikmeli hata terimi, şimdiki hata terimini etkiliyorsa hareketli ortalama süreci olarak tanımlanır.

Birinci mertebeden hareketli ortalama süreci, MA(1)

$$Y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_t + \theta_2 \varepsilon_{t-1} \quad \text{ile gösterilir,} \qquad (1.4)$$

q. mertebeden bir hareketli ortalama süreci denklemi ise aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = \mu + \theta_1 \varepsilon_t + \theta_2 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \qquad (1.5)$$

Genel şekil olarak MA(q) şeklinde ifade edilir. Hareketli ortalama sürecinde, her bir gecikmeli hata terimi onun şimdiki değerini etkilemektedir.

1.2.4. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARMA (p, q)

Birçok durağan rassal süreç otoregressif veya hareketli ortalama süreci ile modellenemez; bazen zaman serisi modeli hem AR, hem de MA, süreçleri ile p ve q' uncu mertebeden olmak üzere ARMA (p, q) olarak tanımlanabilir.

Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci ARMA(p,q)'nün istatistiksel modelinin denklemi aşağıdaki gibi gösterilir:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \ldots + \theta_q \ \varepsilon_{t-q} \quad (1.6)$$

Burada sabit terim δ, Y_t ortalaması ile ilgilidir ve ε_t, $E(\varepsilon_t) = 0$ ve $Var(\varepsilon_t) = \sigma_{t_\varepsilon}^2$ ile gösterilir. Süreç durağan ise tüm dönemler için sabit bir ortalaması vardır (Sevüktekin ve Çınar 2017, s. 175).

1.2.5. Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama Süreçleri: (ARIMA)

Şimdiye kadar durağan sürece sahip olduğu varsayılan AR ve MA ve gerekse ARMA süreçlerinden bahsedildi. Fakat çoğu iktisadi zaman serisi durağan değildir ve rassal yürüyüş süreci özelliklerini yansıtırlar. Rassal yürüyüş süreci durağan-dışı bir süreçtir. Bu durumda, bir seriyi durağan yapmak için d kez farkı alınıp, ARMA(p,q) modelini uygulandığında ARIMA zaman serisi elde edilmiş olur. ARIMA olarak ifade edilen süreç değerlendirilecek olursa, ARIMA(p,d,q) bize, zaman serisinin p dereceden, kendisinin gecikmesi ile ilişkisini ifade eden AR(p) sürecini içerdiğini, q ile ifade edilen ise ve hata terimlerinin geçmiş değerleri ile ilişkisini kapsayan, MA(q) sürecini göstermektedir. Ayrıca eğer zaman serilerinde genelde olduğu gibi bir durağan olmama durumunun olması ya da durağan bir zaman serisi ile karşılaşmamız d ile ifade edilir ve zaman serisinin hangi düzeyde durağan (integrated) olduğunu belirtir (Sandy, 1990, ss.693-694).

1.2.6. Model Seçiminde Box-Jenkins (1976) Yaklaşımı

Box-Jenkins(1976), yönteminin temeli ARIMA(p,d,q) paradigmasına dayanır. Otoregresif ve hareketli ortalamaya sahip zaman serilerini incelemekte ve bu yönteme göre zaman serilerinin durağanlığı korelogram ile tespit edilmekte ve yine zaman serisinin ne tür bir süreç içerdiği de korelasyon fonksiyonları ile analiz edilmektedir. Zaman serilerinde durağan olmama durumunda farkı alınarak durağanlaştırılmakta, ancak eğer yine durağanlık ile karşılaşılmaz ise bu sefer verilere yine geri dönülmektedir. Ancak eğer durağanlık sağlanmış ise bu durumda model ARMA ile tahmin edilip, öngörü işlemi yapılmaktadır (Maddala ve Kim, 2002, s.18).

Zaman serilerinin durağan sürece sahip olduğu varsayımıyla Box-Jenkins yöntemi ve AR, MA ve ARMA zaman serileri süreçleri açıklanmaya çalışıldı fakat genellikle iktisadi zaman serilerinin birçoğu durağan değildir, bütünleşiktir, yani zaman boyunca değişen belirli stokastik bir sürecin özelliklerini taşır. Bir başka ifadeyle zaman serilerinin sabit bir ortalama etrafında dağılmaması, stokastik sürecin özelliklerinin zamana bağlı olarak değişmesi sonucunda durağan-dışı zaman serileri ortaya çıkar. Bu bağlamda durağan-dışı stokastik süreçler kısaca aşağıda açıklanmıştır.

1.2.7. Pür (Basit) Rassal Yürüyüş Süreci

Durağan olmayan serilerin en basit örneği olan pür rassal yürüyüş sürecidir ve aşağıdaki şeklinde yazılabilir:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1.7}$$

Burada $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ bir temiz- dizisidir. Temiz-dizi (White-Noise), ortalaması sıfır, sabit bir varyansla ve korelasyonsuz normal dağılan bir süreçtir.

Basit rassal yürüyüş süreci, daha genel bir ifadeyle aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_t = Y_0 + \Sigma_{t=1}^{T} \varepsilon_t \tag{1.8}$$

Bu sonuç pür rassal yürüyüş sürecinin geçmiş dönemlerde meydana gelen rassal şokların etkisini içerdiğini ve bu etkinin hiçbir zaman yok olmadığını göstermektedir. Hatta geçmiş dönemlerde meydana gelen her yeni şokun Y_t üzerinde birikimli bir etkiye

sahip olduğu görülmektedir. Yani pür rassal yürüyüş süreci uzun süreli bir hafızaya sahiptir (Enders, 2010, s.184).

1.2.8. Kayan Rassal Yürüyüş Süreci

Kayan rassal yürüyüş süreci, büyüklüğü sıfırdan farklı bir sabit terimi içeren basit rassal yürüyüş sürecidir.

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1.9}$$

Burada μ işaretine bağlı olarak, Y_t aşağıya veya yukarıya doğru trend yapar, buna stokastik trend ya da kayan rassal yürüyüştür.

1.3. Zaman Serilerinde Durağanlık

Zaman serisi modellerinin kurulması aşamasında, serilerdeki durağanlığın araştırılması gereklidir. Durağanlığı araştırılmadan kurulan ekonometrik bir modelden anlamlı sonuçlar beklenemeyeceğinden, bu aşamada bir serinin durağanlığının araştırılması önem arz etmektedir.

Durağan ve Durağan olmayan zaman serileri arasında bazı farklılıklar vardır, durağan bir zaman serisine uygulanan şoklar geçicidir ve zaman içinde bu şokların etkisi kaybolacaktır. Seriler kendi uzun dönem ortalaması düzeyine döneceklerdir. Bu noktada durağan bir serinin uzun dönem tahminleri serinin koşulsuz ortalamasında birleşecektir (Özmen, 1997, s. 22).

Durağan bir serinin varyansı zamana bağlı olarak değişmez, yani sonludur. Diğer taraftan durağan olmayan serilerin uzun dönemde artan veya azalan bir eğilimi bulunmamaktadır ve varyansları zamanla değişmektedir, zaman serilerine uygulanan şokları kalıcı etkileri bulunmaktadır ve otokorelasyonları azalmamaktadır.

1.4. Deterministik Trend - Stokastik Trend, Fark Durağan Süreç-Trend Durağan Süreçler

Zaman serileri durağan değillerse deteministik ya da stokastik trend içermektedir.

Y_t, bir zaman serisi değişkeni olmak üzere, aşağıda verilen *zaman trendi* olarak adlandıran (1.10) modeli trendin iki türünü göstermektedir.

$$Y_t = \mu + \beta t + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \mu \neq 0 \qquad (1.10)$$

Birincisi, eğer $\phi_1 \neq 0$ ve $\beta = 0$ olması durumunda (1.10) modeli

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \mu \neq 0 \qquad (1.11)$$

şeklinde yazılabilir ve böyle bir denklem *stokastik trend* olarak ifade edilir. Stokastik trend denkleminde μ'in işaretine bağlı olarak Y_t serisi aşağı veya yukarı trend yapar.

İkinci durumda ise, eğer $\beta \neq 0$ ve $\phi_1 = 0$ olması halinde (1.10) denklemi

$$Y_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \qquad (1.12)$$

olarak yazılabilir. Bu kez β'ya göre Y_t aşağı veya yukarıya doğru eğilimli olacaktır ve böyle bir trend *deterministik trend* olarak ifade edilir.

Durağan-dışı zaman serisindeki stokastik trend yapısı dışlanarak seri durağanlaştırılmaktadır. Bu durağanlaştırma işlemi ''fark durağanlık'' olarak adlandırılmaktadır. Örneğin aşağıdaki basit rassal yürüyüş süreci modelinde, Y_t serisi durağan değilken, modelin her iki tarafının birinci farkı alındığında seri durağan hale gelmiş olacaktır. Bu modelde Y_{t-1} stokastik trend'dir.

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \qquad (1.13a)$$

$$(1-L)Y_t = \varepsilon_t \qquad (1.13b)$$

Burada fark alma işlemi zaman serisinin stokastik trendden arındırılarak rassal terimin özelliklerini almasını $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$sağlayacaktır. Yani, $\Delta Y_t \sim IID(0, \sigma^2)$ olacaktır (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 243).

Bir diğer durağanlık kavramı trend durağanlıktır. Durağan-dışı zaman serilerinde muhtemel nedenlerden biri serinin bir deterministik trende sahip olmasıdır. Trend durağan-dışı süreçlerin durağan hale dönüştürme için iki temel yaklaşım vardır.

Bunlardan ilki, durağan olmayan zaman serisi için kurulacak regresyon modelinde seri, zaman (trend) üzerine regrese edilir ve sonrasında elde edilen artıklar üzerine gerekli analizler yapılır. İkincisi ise, zaman serisi modeline trend, bir regresör olarak ilave edilerek gerekli analizler yapılmaktadır(Maddala ve Kim, 1998, s.4).

1.5. Durağanlık Testleri

Durağanlık test edilmesinde en çok kullanılan yöntemlerden otokorelasyon fonksiyonları, portmanteu testleri ve birim kök testleridir. otokorelasyon fonksiyonları, portmanteu testleri izleyen alt başlıklarda incelenmiştir, birim kök testleri ise ikinci bölümde ayrıntılı olarak ele alınacağından bu bölümde değinilmemiştir.

1.5.1.Otokovaryans ve Otokorelasyon

İki değişkenin birlikte değişiminin ölçüsü kovaryans ve korelasyon, tek bir değişkenin farklı zaman dilimlerindeki değerleri arasındaki ilişkiyi göstermek amacıyla hesaplanabilir. Sadece bir değişkene ilişkin zaman serisi verileri arasındaki birlikte değişimin ölçüsü otokovaryans ve otokorelasyon olarak adlandırılır. Bir değişkene ait zaman serisi verilerinden hesaplanan otokovaryans (veya ardışık ortak varyans) kovaryansın özel bir biçimidir (Çil, 2018, s.48).

Uygulamada otokorelasyon katsayıları genelde otokovaryans katsayıları değerlerinin hesaplanmasıyla elde edilir. Bu amaçla durağan stokastik bir süreç için k- gecikmedeki kovaryanslar ;

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{T} \qquad t=1,2\ldots.,T \qquad (1.14)$$

$$= \text{E}[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$$

$$= \gamma_k \qquad k= 0 \pm 1 \pm 2, \ldots$$

ile hesaplanır ve bu sonuç k-gecikmede otokovaryanslar için yaralı bir tahmincidir (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 262).

Zaman serilerini oluşturan sürecin özelliklerini saptayabilmek için otokovaryans, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları gibi araçlar süreci tanımlamaya yardımcı olmaktadır.

1.5.2. Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF)

Otokorelasyon fonksiyonu Y_t serisinin yakın komşu verilerinin veri noktaları arasında ne kadar korelasyonlu olduklarını belirler (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s. 262).

$$\rho_k = \frac{\mathrm{E}[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]}{\sqrt{\mathrm{E}[(Y_t - \mu)^2\, E(Y_{t-k} - \mu)^2]}} \tag{1.15a}$$

$$\rho_k = \frac{\mathrm{Cov}\,(Y_t, Y_{t-k})}{\sigma_{Y_t}\sigma_{Y_{t-k}}} = \rho_{Y_t\, Y_{t-k}} \tag{1.15b}$$

Durağan bir süreçte t dönemdeki bir standart sapma, t-k dönemdeki bir standart sapmaya eşit olacağından, denklem;

$$\rho_k = \frac{\mathrm{Cov}\,(Y_t, Y_{t-k})}{\sigma_Y^2} \tag{1.16}$$

Şeklinde de düzenlenebilir. Denklemin payı, Y_t ile Y_{t-k} arasındaki kovaryans değeri olan γ_k eşittir ve bu durumda k. Gecikme için otokorelasyon fonksiyonu;

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \tag{1.17}$$

ve herhangi bir stokastik süreç için ρ_0=1 değerini alır.

Uygulamada otokorelasyon fonksiyonunun bir tahmini hesaplanır ve örneklem otokorelasyon olarak adlandırılır, buna göre k gecikmeli örneklem otokorelasyon fonksiyonu aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$\widehat{\rho_k} = \frac{\widehat{\gamma_k}}{\widehat{\gamma_0}} = \mathrm{ACF(k)} \tag{1.18}$$

1.5.3. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF)

Zaman serileri analizlerinde, özellikle otoregresif zaman serilerinde, serinin model derecesinin belirlenmesinde, otokorelasyon fonksiyonu pek açıklayıcı değildir. Hareketli ortalama serilerinde otokorelasyonlar belli bir yerden sonra sıfır olmasına rağmen, otoregresif serilerde otokorelasyonlar üssel azalır, yani otoregresif serilerde otokorelasyonlar ile model derecesi hakkında bir şey söylemek mümkün değildir (Akdi, 2003).

Kısmi otokorelasyonlar diğer zaman gecikmelerinin etkisi giderildiğinde Y_t ile Y_{t-k} arasındaki birlikteliğin derecesini ölçmede kullanılır. Y_t ile Y_{t-1} arasında ve Y_{t-1} ile Y_{t-2} arasında anlamlı bir otokorelasyon olduğu varsayılsın. Sonuçta Y_{t-1} hem Y_t hem de Y_{t-2} ile ilişkilidir. Y_t ile Y_{t-2} arasındaki bir korelasyonu ölçmek amacıyla aradaki Y_{t-1} değerinin etkisini bulma gereği ortaya çıkar. Bu işlem kısmi otokorelasyon olarak adlandırılır.

k. dereceden kısmi otokorelasyon katsayısı Φ_{kk} ile gösterilir. Kısmi otokorelasyon fonksiyonu,

$$\Phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \Phi_{k-1,j}\ \rho_{k-1}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \Phi_{k-1,j}\ \rho_{k-1}} \qquad \text{k= 3, 4, 5} \qquad (1.19)$$

yazılabilir. Burada $\Phi_{kj} = \Phi_{k-1,j} - \Phi_{kk}\Phi_{k-1,k-j}$, j=1,2,3,…,k-1'dir (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s.272).

1.5.4. Q- İstatistikleri-Portmanteau Testleri

Örneklem otokorelasyonlarını kullanarak ve bir grup otokorelasyon katsayısının sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olup olmadığının test etmeye yarayan test istatistiğidir ve en çok kullanılan Q - istatistikleri Box ve Pierce tarafından geliştirilen Q- istatistiği ve Ljung-Box Q - istatistiğidir.

$$Q_k = T \sum_{j=1}^{k} \hat{p}_j^2 = T\sum_{j=1}^{k} r_j^2 \qquad \text{ya da} \qquad (1.20a)$$

$$Q_k = T \sum_{j=1}^{k} [ACF(j)]^2 \qquad (1.20b)$$

ile formüle edilmektedir.

Test istatistiği için H_0: $\rho_1 = \rho_2 = \ldots = \rho_k = 0$ Boş hipotezine karşılık alternatif hipotez H_1: $\rho_i \neq 0$, i ∈ {1,2,…,k } şeklindedir. Q - istatistikleri k serbestlik dereceli χ^2 dağılımı gösterilir (Tsay, 2002, s.27).

Bu hipotezlerden H_0 hipotezi tüm otokorelasyonların istatistiksel olarak anlamsız olduğunu ileri sürerken, alternatif hipotez H_1 ise en az bir otokorelasyonun anlamlı olduğunu ifade eder. Bu test istatistiğinin anlamlı olup olmadıklarını anlayabilmek yani serinin durağan olup olmadığını belirleyebilmek için k serbestlik dereceli χ^2 tablo değeri ile karşılaştırılır, eğer hesap değeri tablo değerinden büyük ise H_0 red edilir yani serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır.

Box ve Pierce tarafından geliştirilen Q- istatistiği orta büyüklükteki seriler için zayıf uyum gösterir. Ljung-Box tarafından geliştirilen Q istatistiği küçük örnekler için daha iyi uyum gösterir.(Kutlar, 2005).

Ljung-Box - Q istatistiği;

$$Q_k = T(T+2) \sum_{j=1}^{k} \frac{[ACF(j)]^2}{T-j} \qquad (1.21)$$

Ljung-Box - Q istatistiğinin değerlendirme ve yorumlama süreci Box ve Pierce−Q istatistiği ile aynıdır. Q_k hesap değeri k- serbestlik dereceli ki- kare tablo değerinden büyük ise seri durağandır, tersi bir durumda ise; istatistiksel olarak anlamlı otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonların varlığında ise seri durağan değildir.

1.6.Birinci Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi

Bir zaman serisi, ilgilenilen bir büyüklüğün zaman içerisinde sıralanmış ölçümlerinin bir kümesidir. Zaman serisi ile ilgili bu analizin yapılma amacı ise, gözlem kümesince temsil edilen gerçeğin anlaşılması ve zaman serisindeki değişkenlerin gelecekteki değerlerinin doğru bir şekilde tahmin (forecast) edilmesidir.

Zaman serisi modelleri bir değişkenin kendi geçmiş değerindeki bilgileri kullanarak, aynı değişkenin gelecekte alabileceği değerleri ön raporlamayı amaçlamaktadır. Bu çerçevede ele alınan zaman serisi modelleri, tek değişkenli bir zaman serisinin kendi geçmiş değerleri ve hatalarına göre kurulan modelleri içerecektir. Bu modellerden; otoregresif AR(1) modelinde, bağımlı değişken geçmişteki değerinin

bir fonksiyonudur. Birçok zaman serisi verisi de bu süreci içermektedir. Hareketli Ortalama (MA) modelinde ise serinin gecikmeli hata terimi, şimdiki hata terimini etkiliyorsa *hareketli ortalama süreci* tanımlanır. Bir hareketli ortalama sürecinde değişkenin tahmin değeri hata terimlerinin tahmin değeri ile ilgilidir. Çoğu zaman serisi gerek AR ve gerekse de MA sürecini içermektedir. Ayrıca I(integrated) ise seri tarafından içerilen trendi ifade etmektedir. Bu model ARIMA olarak ifade edilen süreçtir. Box-Jenkins yaklaşımında ARIMA(p,d,q) süreci geliştirilmiş ve kullanılmıştır.

Bir zaman serisinde durağan dışılığını ortaya çıkarmanın yollarından biri serinin zaman yolu grafiğinde ve korelogramlarında, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları ile yapılan sübjektif yargılardır. Bir diğeri ise, birim kök testleridir.

İKİNCİ BÖLÜM

BİRİM KÖK TESTLERİ

Bir değişkenin durağan olup olmadığını veya durağanlık derecesini belirlemede kullanılan en geçerli yöntem birim kök testidir (Gujarati, 2014, 754).

Makroekonomik zaman serileriyle ilgili çalışmalarda yaygın olarak kullanılan birim kök kavramı ve testlerinde, birim kökün varlığını tespit etmeye yönelik pek çok yöntem vardır, bu yöntemleri genel hatlarıyla iki kısımda incelenebilir. İlk kısımda yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testlerinden en yaygın kullanılan Dickey-Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips- Perron(PP) ve KPSS gibi birim kök testleri yer alırken, ikinci kısımda zaman serilerinde yapısal kırılmanın dikkate alınması halinde, bir yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot Andrews(1992) ve Perron (1997) birim kök testleri, birden fazla kırılmanın olduğu durumlar içinse Lumsdaine-Papell ve Lee-Strazicich ve çoklu yapısal kırılma testi Bai- Perron ((1998,2003), gibi birim kök testleri uygulanabilir.

2.1. Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen zaman serilerinin durağanlığının tespiti ilgili çalışmalarda yaygın olarak kullanılan ve diğer birim kök testlerinin geliştirilmesinde katkı sağlamış olan birim kök testidir.

Birinci mertebeden otoregresif süreç denkleminin tahminine dayanmaktadır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim IIN(0, \sigma^2) \qquad (2.1)$$

Dickey-Fuller birim kök testi birinci mertebeden otoregresif bir süreç olan denklem (2.1) de yer alan ρ parametresi bire eşit bulunursa birim kök sorunu ortaya çıkmaktadır ve model

$\rho = 1$ olursa

$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklini almaktadır. (2.2)

Bu bir önceki dönemde iktisadi değişkenin değerinin ve dolayısıyla o dönemde maruz kaldığı şokun olduğu gibi sistemde kalması anlamına gelir. Bu şokların kalıcı nitelikte olması serinin durağan olmaması ve zaman içinde gösterdiği stokastik anlamına gelir.

$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ denklemi aşağıdaki şekilde de gösterilebilir.

$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$ ve $(\rho - 1)$ yerine δ yazılırsa,

$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklini alacaktır. $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$'dir. (2.3)

Bu durumda sıfır hipotezi $\delta = 0$ olarak tanımlanacaktır ve ilgili hipotez durağan olmama durumunu ifade eder.

(2.1)'deki ρ =1 ise, $\delta = 0$ olacaktır. (2.3)'deki denklem EKK yöntemi ile tahmin edilerek; DF birim kök testi ile Y_t'de birim kök vardır, H_0:$\delta = 0$ sıfır hipotezi Y_t'nin durağan olduğu alternatif hipotezine karşı H_a:$\delta < 0$ test edilir. Karar aşamasında$\delta = 0$ sıfır hipotez reddedilemez ise zaman serisi birim köklü olup durağan değildir.

Hipotezlerin testi için uygulanan test Dickey- Fuller (DF) testidir. Bu testte bilinen t istatistiği τ (tau) istatistiği (DF- test istatistiği) olarak adlandırılır ve τ istatistiklerinin değerlendirilmesinde biline t testiyle yapılamaz çünkü hesaplanan t değeri büyük örneklerde bile t dağılımına uymaz (Enders, 2003). τ (tau) istatistiği, Mackinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır, bu istatistiklerin kritik değerleri DF tarafından Monte Carlo benzetimleri ile tablolaştırılmıştır (Dickey, Fuller, 1979). Eğer τ istatistiği mutlak değerce mackinnon kritik değerinden küçük ise H_0 hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olmadığı yani, birim kök içerdiği sonucuna ulaşılır (Sevüktekin ve Çınar, 2017, s.330).

Dickey-Fuller testinde üç farklı model kullanılmaktadır:

Sabit terimsiz model: $$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Sabit terimli model: $$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Sabit terimli ve trendli model $$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Bu modellerde yer alan t zaman veya genel eğilim değişkenidir. DF birim kök testi uygulamasında temel hipotezin sınanması için kullanılan tau sınamasının kritik değerleri, modelin özelliğine ($\tau, \tau_\mu, \tau_\tau$) göre farklılık göstermektedir.

DF testinde, hata teriminde otokorelasyonun varlığı durumunda zaman serileri birinci dereceden otoregresif süreçle ifade edilemez. Bu durumda, birim kökün varlığı için Genişletilmiş Dickey- Fuller birim kök testi geliştirilmiştir.

2.2. Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller(1981), testi uygulanırken, hata terimi ε_t'nin otokorelasyonsuz olduğu ve Y_t zaman serisinin AR(1) modeline uygunluk gösterdiği varsayılmıştır. Ancak zaman serileri AR(1) dışında da farklı dereceden otoregresif süreçlere de söz konusu olabilir. Gerçekte AR(p) sürecini izleyen Y_t zaman serisi, AR(1) modeli ile ifade edilirse, hata terimleri otokorelasyonlu olacaktır. Otokorelasyonlu hata terimleri ise, ε_t'nin saf hata terimi olduğu varsayımı altında kurulan DF dağılımlarını geçersiz yapacaktır (ÇİL, 2018, s.293).

DF(1981), bu sorunun çözümü yani hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için, DF testinde kullanılan modellerin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin eklenmesini önermiştir.

Genelleştirilmiş Dickey-Fuller(ADF) regresyon denklemleri aşağıdaki gibidir;

Sabit terimsiz model: $$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

Sabit terimli model: $$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Sabit terimli ve trendli model: $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^{k} \Delta Y_{t-j+1} + \varepsilon_t$ (2.9)

ADF birim kök testinde, yukarıda ele alınan regresyonlarda $\delta = 0$ olup olmadığı sınanır ve H_0 hipotezi altında serinin birim köklü olduğu sınanırken, alternatif hipotez ile serinin durağanlığı sınanmaktadır. ADF regresyon denklemlerinde birim kökün varlığı, DF için hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılır.

ADF modellerindeki parametrelerin (α, β, δ), ortak hipotez testleri için ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3 ile adlandırılan F- istatistikleri önermişleridir. $\delta = \alpha = 0$ temel hipotezi ϕ_1 kullanılarak test edilir, deterministik trendin eklendiği modeller için ise; $\delta = \alpha = \beta = 0$ temel hipotezi ϕ_2 ve $\alpha = \beta = 0$ temel hipotezi ise ϕ_3 istatistiği kullanılarak test edilir. ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3 olarak istatistikler, F testiyle aşağıdaki şekilde uygulanır.

$$\phi_i = \frac{[RSS_{KSL} - RSS_{KSZ}]/r}{RSS_{KSZ}/(T-k)} \quad (2.10)$$

$\phi_i' de$ yer alan RSS_{KSL}, kısıtlı modelin kalıntılar kareler toplamı; RSS_{KSZ}, kısıtsız modelin kalıntılar kareler toplamı; r, kısıt sayısı; k, kısıtsız modele tahmin edilen parametre sayısı ve T-k ise, kısıtsız modelin serbestlik derecesidir. Hesaplanan test istatistiği, Dickey- Fuller(1981) tarafından hesaplanan kritik değerlerle karşılaştırılır.

Temel hipotez, verinin kısıtlanmış model tarafından üretildiği iddiasına dayanır. Alternatif hipotez ise verinin kısıtlanmamış model tarafından üretildiğini iddia etmektedir. Eğer kısıtlama bağlayıcı değil ise RSS_{KSL} , RSS_{KSZ}'ye yakın ve ϕ_i'nin küçük olması gerekmektedir. Bu durumda ϕ_i'nin büyük değerleri alternatif hipotezin reddi yani kısıtlamaların bağlayıcı olduğu anlamına gelmektedir. Hesaplanan ϕ_i değeri Dickey- Fuller kritik değerinden daha küçük ise kısıtlı modelin geçerli olduğunu ifade edene temel hipotez reddedilemez (Enders W, 207-208).

ADF testinin uygulanmasında karşılaşılan güçlük, ADF denklemlerindeki gecikme uzunluğunun (p) nasıl tespit edileceğidir. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri otokorelasyonu ortadan kaldırmak için modele dahil edildiği için gecikme uzunluğunun doğru belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme uzunluğu küçük alınırsa ve test ile ilgili model tahmin edilirse, hatalardaki otokorelasyon giderilemeyecek ve test eğilimli olacaktır, buna karşılık bu kez gecikme uzunluğu gereğinden fazla sayıda olursa, bir yandan modelin tahmin edilecek parametre sayısını arttırarak serbestlik

derecesinin azalmasına neden olurken diğer yandan testi gücü azalacaktır. Ayrıca gecikme sayısının az olması doğru hipotezin reddine yol açacaktır.

DF testleri, hataların bağımsız ve sabit varyanslı olduklarını varsayar. Ancak, gerçek veri yaratan süreç hakkında kesin bilgiye sahip olunmadığı için, yukarıda ele alınan modelde zaman trendi varlığının ve gecikme uzunluğunun doğru tespit edilmesinin yanı sıra başka bilinmeyenlerde vardır. DF testi AR (1) modele dayandığı ve AR (1) modelinde bir tane karakteristik kökü olduğu için, test sadece tek bir birim kökün varlığını dikkate almaktadır. Ancak p. dereceden otoregresif bir sürecin p sayıda karakteristik kökü vardır. Bu bağlamda modelin, n sayıda birim kökü varsa durağanlığı sağlamak için n defa kökünün alınması gerekmektedir. Ayrıca gerçek veri üretme süreci hem otoregresif hem de hareketli ortalama bileşenleri içeriyor olabilir. Böyle bir durumda hareketli ortalama teriminin derecesinin doğru tespit edilmesi ve modellenmesi gerekir (N. ÇİL, 2018, s.297).

2.3. Phillips-Perron Birim Kök Testi

Phillips- Perron (1988), Dickey- Fuller yöntemini geliştirerek, hataların dağılımı konusunda daha ılımlı varsayımlara dayanan yeni bir yöntem geliştirmiştir.

PP testi veriyi yaratan süreç AR(1) olmadığında ortaya çıkabilecek otokorelasyonu dikkate alan, standart Dickey-Fuller t- istatistiğinin parametrik olmayan modifikasyonudur. Phillips ve Perron MA terimlerini dikkate almak için, veriyi yaratan süreçte AR terimlerine MA terimlerinin ilave edilmesi yerine, test istatistiğini değiştirmiştir (Çil, 2018, s.299).

Phillips ve Perron birim kök testi, ADF testinin bir dönüşümüdür ve bu dönüşüm parametrenin bağımlılığını asimptotik olarak ortadan kaldırır. Bunu yaparken paremetrik olmayan bir yöntem kullanılır. Phillips-Perron yaklaşımında Dickey- Fuller prosedürün'deki regresyon eşitlikleri değil, test istatistiğine dönüşüm yapılmıştır (Çabuk, Balcılar, 1998).

Phillips ve Perron birim kök testleri için öncelikle aşağıdaki denklemler dikkate alınır;

$$y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.11}$$

$$y_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 y_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \left(t - {}^{T}/_{2}\right) + \varepsilon_t \tag{2.12}$$

Bu denklemlerde yer alan T gözlem sayısıdır ve ε_t saf hata sürecini ifade etmektedir. Yöntem beklenen değerin sıfır olduğu (E(ε_t)=0) olduğu varsayıma dayanmaktadır. Ancak, PP testi hataların zayıf bağımlı biçimde dağılımlı olmasına izin verir. Böylece Dickey- Fuller t- istatistiklerinin düzeltilmiş biçimleri olan Phillips–Perron test istatistiklerinde hata süreci daha az sınırlayıcıdır (N. ÇİL, 2018, s.299).

Phillips–Perron veriyi yaratan sürecin $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ olduğu temel varsayım ile α_0^* ve α_1^* katsayıları ile ilgili hipotezleri test etmek için test istatistikleri türetmiştir bu test istatistiklerinin bazıları aşağıdaki gibidir;

Z(tα_1^*): $\alpha_1^* = 1$ hipotez testi,

Z(t$\tilde{\alpha}_1$): $\tilde{\alpha}_1 = 1$ hipotez testi,

Z(t$\tilde{\alpha}_2$): $\tilde{\alpha}_2 = 1$ hipotez testi,

Z(ϕ_3): $\tilde{\alpha}_1 = 1$ ve $\tilde{\alpha}_2 = 1$ hipotezlerini test etmek için kullanılmaktadır.

Phillips–Perron tarafından geliştirilen bu test istatistiğinin limit dağılımı, DF istatistiklerindekilerle aynıdır, bu nedenle DF tabloları, PP istatistikleri içinde kullanılmaktadır.

Phillips–Perron'un önerdiği Z testi olarak ifade edilen yöntemde, pozitif hareketli ortalama bileşenleri içeren zaman serisi modellerinde avantajlıdır ve diğer testlere göre daha testin gücü fazladır. Ancak negatif hareketli ortalama bileşenlerinin olduğu modellerde testin kullanımı boyut çarpıklığına neden olmakta ve bu durumda testin kullanımı önerilmemektedir (Phillips ve Perron, 1988, ss.335-346).

2.4. KPSS (Kwiatkowski- Phillips-Schmidt-Shin)Birim Kök Testi

KPSS durağanlık testinde sıfır hipotezi ADF ve PP testlerinin tersi şeklindedir. KPSS testinde sıfır hipotezi ile gözlenen serinin deterministik trend etrafında durağan olduğunu varsayar ve bu testteki amaç gözlenen serideki deterministik trendin arındırılarak serinin durağanlaştırılmasıdır (Kwiatkowski, vd., 1992, s.159). ADF ve PP birim kök testleri için y_t zaman serisinin durağan olmadığı I(1) temel hipotezine dayanmakta iken, durağanlık testleri y_t'nin durağan olduğu I(0) temel hipotezinin testidir.

KPSS testi aşağıdaki modellerle tahmin edilmektedir;

$$y_t = \alpha + \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \mu_t + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + u_t \qquad \mu_t \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (2.15)$$

Regresyon denklemlerinde yer alan ε_t durağan süreç olmakla birlikte, değişen varyanslı olabilir ve u_t ise, pür rassal yürüyüş sürecidir.

KPSS birim kök testinde temel hipotez y_t zaman serisinin durağan olduğudur ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

H_0: $\sigma_u^2 = 0$ temel hipotezinde, μ_t sabittir. KPSS test istatistiği, Lagrange çarpanı (LM)'dir. Ve $\sigma_u^2 > 0$ alternatif hipotezine karşılık temel hipotez test edilir.

KPSS test istatistiği = $\frac{T^{-2}\sum_{t=1}^{T}\hat{S}_t^2}{\hat{\lambda}^2}$, şeklinde hesaplanmaktadır. (2.16)

Bu eşitlikteki $\hat{S}^2 = \sum_{i=1}^{t} e_i$'ye eşit olup, e_i (2.13) (2.14) denklemlerinden tahmin edilen kalıntılardır ve $\hat{\lambda}^2$ ise, e_i'de hesaplanan ε_t'nin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahminidir (N. ÇİL, 2018, s.302).

KPSS birim kök testinin test istatistiği standart dağılımlara uygun olmadığı için kritik değerler, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından simülasyon yöntemleri ile elde edilip tablolaştırılmıştır.

2.5.İkinci Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi

Zaman serilerinin durağan olması olarak ifade edilen, serinin zaman içinde varyansının ve ortalamasının sabit olması ve gecikmeli iki zaman peryodundaki ko-varyansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup, zamana bağlı olmamasıdır.

Dickey-Fuller testi, gözlenen serilerde birim kökün varlığının (serinin durağan olmadığının) belirlenmesinde kullanılan bir testtir. Testin ilk çıktığı dönemden günümüze kadar çeşitli alanlarda yeterli gelmediği ve bundan dolayı eksikliklerin kapatılması için oluşturulan yardımcı yöntemler ortaya çıkmıştır. Ancak yapılan uygulamalarda serinin birim kök taşıyıp taşımadığının saptanması için mutlak suretle

DF (Dickey-Fuller) testinin yapılması şart niteliğinde bulunmaktadır. Dickey-Fuller(1981), testi uygulanırken, hata terimi ε_t'nin otokorelasyonsuz olduğu ve Y_t zaman serisinin AR(1) modeline uygunluk gösterdiği varsayılmıştır. Ancak her zaman serisinde durum böyle olmamaktadır. Bu sorunun çözümü yani, hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için, DF testinde kullanılan modellerin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenerek ADF birim kök testi geliştirilmiştir. DF testlerinde eksikler bulunmakta ve bu eksiklikler yardımcı testlerle giderilmektedir. Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testinin, birim kökün bulunmasında oldukça önemli bir yere sahip olmasına rağmen eksik olduğu yönlerini şöyle açıklayabiliriz: ARMA içeren veri seti içinde hareketli ortalama derecesinin bilinmemesi durumu, AR sürecin tam olarak bilinmemesi ve oluşturulacak gecikme sayısı problemi, sabit terim ve zaman trendinin regresyonda olup olmamasına karar verilmesi durumu ve zaman serisinde yapısal kırılma durumu - Dışsal kırılma - İçsel kırılma - Birden çok yapısal kırılma durumlarının dikkate alınmaması şeklinde sıralayabiliriz.

Phillips- Perron (1988), Dickey- Fuller yöntemini geliştirerek, hataların dağılımı konusunda daha ılımlı varsayımlara dayanan yeni bir yöntem geliştirmiştir. Phillips–Perron'un önerdiği Z testi olarak ifade edilen yöntemde, pozitif hareketli ortalama bileşenleri içeren zaman serisi modellerinde avantajlıdır ve diğer testlere göre testin gücü daha fazladır. Ancak negatif hareketli ortalama bileşenlerinin olduğu modellerde testin kullanımı boyut çarpıklığına neden olmakta ve bu durumda testin kullanımı önerilmemektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

İkinci bölümde incelenen ve uygulamada sıkça kullanılan birim kök testleriyle ilgili en önemli eleştiri yapısal kırılmanın varlığını dikkate almamasıdır. Bu bölümde bu eleştiriler dikkate alınarak belli başlı yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinden bahsedilecektir.

Bir ekonomide, ekonomik politikalardaki değişmeler, ekonominin yapısındaki değişmeler veya belirli bir endüstride meydana gelen önemli bir gelişmenin yarattığı değişmeler yapısal kırılmaların ortaya çıkmasına neden olabilirler. Bu yapısal değişiklikleri dikkate almadan birim-kök testi yapmak yanlış sonuçlar doğurur ve testin gücünü azaltır.

Ekonomide zaman içinde ortaya çıkabilen krizler, politika değişiklikleri, savaş, barış gibi dış faktörler ekonomik göstergelere yönelik zaman serisi verilerinin yapısal özelliklerini değiştirebilmektedir. Son yıllarda yapılan ekonometrik çalışmalarda elde edilen sonuçlarla ilgili olarak, bahsi geçen yapısal özelliklerdeki değişimlerin, iktisadi zaman serilerinin, ortalamasında ya da trend fonksiyonunda veya her ikisinde bir değişikliğe neden olup olmadığının araştırılması gerekliliğini, güvenirlilik açısından zorunlu kılmaktadır. Bunun sonucunda, yapısal değişmenin dikkate alınmadığı geleneksel birim kök testlerinin yerini kırılmalı birim kök testleri almıştır. Yapısal kırılmalı birim kök testlerinin bazıları aşağıda verilmiştir.

3.1. Perron(1989) Birim Kök Testi

Birim kök testlerinde genel görüş cari şokların etkisinin geçici olduğudur, bu geçici şokların ise serinin uzun dönemdeki davranışını değiştirmediğidir. Fakat Nelson ve Plosser (1982)[1] çalışmalarından hareketle Perron (1989) aynı veri setini yapısal kırılmaları dikkate alarak incelemiştir.

Perron (1989)[2], çoğu makroekonomik serilerin birim kök ile karakterize edilmediğini, ancak 1929 büyük buhranı ve 1973 petrol fiyatları gibi şokların kalıcı

[1] Nelson C. and Plosser C. ''Trends and random walks in macroeconomics time series: some evidence and implications''.Journal of Monetary Economics '' (10) 1982, s. 139-169.

[2] Perron P. '' The Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis'' , Econometria (57), 1989, ss. 1361-1402.

etkiye sahip olduğunu ve bu tür büyük şoklar sonucunda ekonominin deterministik trende dönüştüğünü öne sürmüştür.(N,Çil). Burada trend fonksiyonunda değişim zamanı, rastsal olarak tahmin edilen bir değişken değildir, sabit olarak ele alınmıştır. Yani, kırılma noktası bilinmektedir.

Perron, geliştirdiği yeni birim kök testi önerisi, Dickey-Fuller birim kök testinin bilinen bir tarihte, tek yapısal kırılma için önerilmiştir. Perron birim kök testinde, Dickey – Fuller birim kök testi için kullanılan denklemlere dışsal olarak belirlenen yapısal kırılma tarihi için kukla değişken eklenmektedir. Perron'un birim kök testi, birim kökün varlığı temel hipotezi altında bir kırılmaya izin vermektedir. Trend fonksiyonunda kırılma noktası sabittir, bağımsız olarak seçilmiştir. Perron'un birim kök testi aşağıdaki üç denklemin tahmin edilmesine dayanmaktadır. Bu denklemler yapısal değişme için üç farklı kırılmayı dikkate almaktadır(Enders, 1995, s. 229-232)

Perron, boş hipotez altında üç farklı model tanımlamıştır. İlk model "Crash Model" olarak ifade edilmiştir. Bu model serinin düzeyinde dışsal bir değişime izin vermektedir. "Changing Growth Model" olarak tanımlanan ikinci model ise büyüme oranında, yani trend fonksiyonun eğiminde tek zamanlı bir kırılmaya izin vermektedir. Üçüncü model ise hem serinin düzeyinde hem de eğiminde bir değişikliğe izin vermektedir.

Model A

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_1 D(TB)_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Model B

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

Model C

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \delta_3 D(TB)_t + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

TB kırılma tarihini göstermektedir. Serinin düzeyindeki yani ortalamasında olan değişmeyi $D(TB)_t$ ve trend fonksiyonunda diğer bir ifadeyle eğimindeki değişmeyi gösteren DU_t kukla değişkenlerdir.

Modelde ifade edilen kukla değişkenler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$D(TB)_t = \begin{cases} 1, & t = TB + 1 \; ise \\ 0, & aksi \; durumda \end{cases}$$

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > TB\ ise \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases}$$

Sonuç olarak üç modelin içinde temel hipotez, süreç bir kırılma ile bir birim köke sahiptir. Alternatif hipotez kırılan bir trend ile durağan süreçtir.

Perron(1989)'un alternatif hipotez altında incelenen modeller aşağıdaki gibidir.

ModelA

$$y_t = \mu + \beta_t + \delta_2 DU_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Model B

$$y_t = \mu + \beta_t + \delta_3 DT_t^* + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Model C

$$y_t = \mu + \beta_t + \delta_2 DU_t + \delta_3 DT_t^* + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Yukarıdaki modelde yer alan kukla değişkenler ise aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$DT_t^* = \begin{cases} t, & t > TB\ ise \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases}$$

$$DT_t^* = \begin{cases} t - TB, & t > TB \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases}$$

t>TB durumunda DT* t-TB'dir; diğer durumlarda sıfırdır. Perron birçok zaman serisinin Model A ve Model C'ye uygunluk gösterdiğini belirtmiştir, dolayısıyla uygulamada Perron'un genellikle iki modeli tercih edilmektedir.

Perron testinde yapısal kırılma tarihi dışsal olarak belirlenmesi nedeniyle birçok eleştiri getirilmiştir, bu sebepten ötürü farklı yöntemler kullanılarak yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği birçok birim kök testi geliştirilmiştir. Bunlardan bazıları sonraki bölümlerde incelenmiştir.

3.2.Perron (1997) Birim kök Testi

Perron (1997) çalışmasında, Perron (1989)'dan farklı olarak, kırılma zamanının, önsel bir bilgi olarak bilinmediği, içsel olarak belirlendiği varsayılmaktadır. Perron (1997) daha önce Perron (1989)'da olduğu gibi bir seride sadece tek bir kırılmaya izin vermektedir. Bu kırılma noktasının seçiminde, mümkün kırılma noktaları içerisinde

birim kök sıfır hipotezinin testi için hesaplanan t istatistiğinin en küçük olan değerini dikkate alınır.

Üç modelin ele alındığı çalışmada, A modeli Innovation Outlier, B modeli Additive Outlier model olarak ifade edilmektedir. A modeli sabitte gelen kırılmayı, B modeli eğim katsayısında meydana gelen kırılmayı dikkate alırken üçüncü model olan C modeli ise, hem sabitte hem de eğimde meydana gelen kırılmayı dikkate almaktadır. Modellerin gösterimi aşağıdaki şekildedir:

Model A: Innovation Outlier Model (IO1)

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_B)_{t+} \alpha Y_{t-1} + \sum_{t=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3.7)$$

$\alpha = 1$ test edilerek modelde birim kökün varlığı test edilir. Modelde yer alan kukla değişkenlerden $(T_B)_t$=$T_B + 1$ olduğunda 1, diğer durumlarda ise 0 değerini almaktadır. DU_t kukla değişkeni t > T_B olduğunda 1, diğer durumlarda ise 0 değerini almaktadır.

Model B: Additive Outlier Model (AO)

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad (3.8)$$

(3.8)'deki regresyon denklemi model B testinin birinci aşaması olup, testin ikinci aşaması aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır.

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{t=1}^{k} c_i \, \Delta \tilde{y}_{t-1} + u_t \quad (3.9)$$

Denklem (3.9)'daki $\tilde{y}_t$ değeri, ilk modelin tahminlenmesi sonucu elde edilen hata terimlerinin trendden arındırılmış halini göstermekte ve testin ikinci aşamasında bağımlı değişken olarak kullanılmaktadır.

$\alpha = 1$ sınaması sonucunda birim kökün varlığı araştırılmaktadır. Modelde yer alan ve kırılma dönemi T_B içsel olarak belirlenmekte ve $\alpha = 1$ ifadesinin t istatistiği ile analiz edilmesi sonucunda minimize eden değer olarak bulunabilmektedir (Perron, 1997 s. 358).

Model C: Sabit ve Eğim Değişimini İçeren Model (IO2)

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \lambda DT_t + \delta D(T_B)_{t+} \alpha Y_{t-1} + \sum_{t=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3.10)$$

A ve B modellerinde yer alan kukla değişkenlere ek olarak Model C de DT_t kukla değişkeni yer almaktadır ve $DT_t = 1(t > T_B)t$ şeklinde oluşturulmaktadır.

3.3. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi

Perron (1989)'daki çalışmasında kırılma zamanı önsel olarak bilinmektedir. Zivot ve Andrews (1992)[3], Perron(1989)'un dışsallık varsayımını eleştirmişlerdir ve çalışmalarının çıkış noktası bu dışsallık varsayımı olmuştur. Zivot ve Andrews, Perron'un verilerini kullanarak kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği Zivot ve Andrews (ZA) birim kök testini geliştirmişleridir. ZA geliştirdikleri birim kök testinde, kırılma tarihinin içsel olarak belirlenmesi, önceki gözlemlere dayandırılmamasından dolayı veri kaybını önlediğini ve bu nedenle (ZA) testinin, Perron testine göre daha üstün bir yöntem olduğunu öne sürmüşlerdir.

Zivot ve Andrews (1992), Perron(1989)'dan farklı olarak kırılma noktasını dışsal olarak değil, içsel olarak almışlardır yani, kırılma noktası önceden bilinmemektedir bu nedenle tahmin edilmektedir.

Zivot-Andrews (ZA) yöntemini uygulanması ADF birim kök testi prosedürüne dayanmaktadır. ZA testinde bilinmeyen bir zaman noktasında düzey ve trend fonksiyonunda yani eğimde, tek kırılmalı (TB) trend durağan alternatif hipotezine karşın, birim kök temel hipotezi test edilir. ZA testinde uygulamada tahmin edilen üç modelden ilki, Model A sabitte yani ortalamada kırılmayı, Model B eğimde kırılmayı göstermektedir. Model C ise yapısal bir değişimin hem sabit hem de eğimi değiştirdiğini ifade etmektedir.

Model A

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{i=1}^{k} d_i \Delta_{y_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Model B

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^{k} d_i \Delta_{y_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

Model C

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{i=1}^{k} \Delta_{y_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

[3] Zivot,E ve Andrews, K., ''Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis '', Journal of Business and Economics Statistics 10(10), 1992, ss.251-270

Yukarıdaki modellerde, t zamanı (t=1,…,T) göstermektedir. TB kırılma noktası olup, $\lambda = \frac{TB}{T}$ ve modelde yer alan kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & ise\ t > TB \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases},$$

$$DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB, & ise\ t > TB \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases},$$

Kırılma noktası TB'de temel hipotezin testi için, t- istatistiği minimum değere sahiptir. ZA testine göre birim kök varlığı, y_{t-1}'in katsayısının istatistiksel açıdan anlamlılığı test edilir. Eğer t- istatistiği Zivot ve Andrews'in kritik değerinden mutlak değerce daha büyükse, ilgili değişkenin durağan olmadığı yani birim köklü olduğu temel hipotezi reddedilerek, serinin trend fonksiyonunda bir kırılmalı ile trend durağan olduğu sonucuna ulaşılır (ÇİL, 2018, s.307).

ZA testinin uygulamasında ilk olarak Model C tahmin edilmektedir, DU ile DT kukla değişkenlerine ait parametrelerin anlamlılığına göre uygun model seçilir. DU ve DT kukla değişkenlerinin her ikisi de istatistiksel açıdan anlamlı ise Model C, sadece DU anlamlı ise Model A ve son olarak, DT anlamlı ise Model B 'nin tahmini uygun olmaktadır. Yukarıdaki üç modelden hangisinin daha üstün olduğu konusunda fikir birliği olmamakla birlikte uygulamada en çok Model A ve Model B tercih edilmektedir.

3.4.Lumsdaine –Papell(1997) Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell (LP) 1997[4] yılında yayınladıkları makalelerinde kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği ve seride iki yapısal kırılmaya izin veren bir test yöntemi geliştirmişlerdir. (LP), veriyi yaratan sürecin modellenmesi noktasında tek kırılmanın her zaman yeterli olmadığı ve tek kırılmaya izin veren birim kök testlerinin kullanılmasının bilgi kaybına neden olabileceğini öne sürerek ZA yöntemini iki noktası olarak geliştirmişlerdir. İlgili zaman periyodunda meydana gelen iki kırılma noktası olasılığı dikkate alınarak, N&P (1982) tarafından analiz edilen seriler için birim kök hipotezi tekrar tahmin edilmiştir. LP (1997) test yönteminde, seride yapısal kırılmanın

[4] Lumsdaine, R.L. ve Papell D.P., '' Multiple Trend Breaks and The Unit – Root Hypothesis '' The Review of Economics and Statistics, 79(2), 1997, ss.212-218.

olmadığı birim kök varlığını gösteren boş hipotez, serinin trend fonksiyonunda iki farklı zamanda meydana gelen kırılmayla trend durağan alternatif hipoteze karşı test edilmektedir.

Lumsdaine ve Papell (1997) yönteminde AA, CA ve CC modelleri ele alınmıştır. Model AA ortalamada iki kırılmaya izin vermektedir. Model CA trend fonksiyonunun hem sabitinde (TB1) hem de eğimde bir kırılmaya (TB1) izin verirken ikinci kırılmaya (TB2) ise sadece trend fonksiyonun sabitinde izin vermektedir. Model CC ise trend fonksiyonunun hem sabitinde hem de eğimde iki kırılmaya izin vermektedir.

Hem trend hem de ortalamada iki kırılmaya izin veren Lumsdaine ve Papell birim kök testi aşağıdaki denklemlerin tahminine dayanmaktadır.

Model AA

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \sum_{i=1}^{k} \Delta_{y_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Model CA

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \sum_{i=1}^{k} \Delta_{y_{t-i}} + \varepsilon_t, \quad (3.15)$$

Model CC

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \gamma_1 DT1_t + \gamma_2 DT2_t + \sum_{i=1}^{k} \Delta_{y_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Yukarıdaki modelde t zamanı (t=1,…,T) göstermektedir ve denklemde yer alan $DU1_t$ ve $DU2_t$ ise; TB1 ve TB2 zamanlarında ortaya çıkan yapısal değişimi gösteren kukla değişkenlerdir. Diğer iki kukla değişken $DT1_t$ ve $DT2_t$, ise; TB1 ve TB2 zamanlarında trend değişkenindeki kaymaları belirlemek amacıyla modelde yer almışlardır.

$$DU1_t = \begin{cases} 1, & t > \text{TB1 ise} \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases} \quad (3.17)$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1, & t > \text{TB2 } ise \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases} \quad (3.18)$$

$$DT1_t = \begin{cases} t - \text{TB1}, & t > \text{TB1 ise} \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases} \quad (3.19)$$

$$DT2_t = \begin{cases} t - \text{TB2}, & t > \text{TB2 ise} \\ 0, & aksi\ durumda \end{cases} \quad (3.20)$$

ile tanımlanmaktadır.

Lumsdaine ve Papell birim kök testi, Zivot- Andrews birim kök testinin iki kırılma için genişletilmiş biçimidir. Model CC'den, $DU2_t$ ve $DT2_t$ kukla değişkenler çıkarıldığında, model ZA(1992)'deki Model C'ye indirgenir. Bu iki kukla değişkene ek olarak $DT1_t$ de çıkarıldığında Model A ve $DU1_t$, denklemden çıkarıldığında ise Model B elde edilecektir. Model CC de, $DT2_t$ değişkeninin olmadığı Model CA'dır ve ZA testinde karşılığı bulumamaktadır.

Lumsdaine ve Papell birim kök testinde, modeller kırılma çiftleri TB1 ve TB2 için tahmin edilmektedir. Birim kök hipotezi $\alpha = 0$ boş hipotezi; y_t serisinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez, y_t serisinin trend fonksiyonunda iki farklı zamanda kırılmalar ile trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. α 'nın t istatistiği kritik değerden büyük ise birim kök temel hipotezi reddedilir ve seri iki kırılma ile seri durağan hale dönüşmektedir.

LP birim kök testinde alternatif modeller AA, CA ve CC arasından hangisinin seçileceği ise, birim kök hipotezini en kuvvetli olarak reddeden model, uygun model olarak seçilecektir.

Bu testte, T örnek büyüklüğünü δ_0 LP regresyon modellerini kurmak için örneğin başlangıcını göstermektedir. Test istatistikleri $k_0 = [T, \delta_0]$, $k_1 \neq k_2$ ve $k_1 \neq k_2 + 1$ olmak üzere, $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ için farklı $[k_1, k_2]$ çifleri hesaplanarak elde edilirler. δ_1 ve δ_2 birinci ve ikinci kırılmanın ortaya çıktığı örneklemleri göstermektedir.

$\delta_1 = \frac{\text{TB1}}{T}$, $\delta_2 = \frac{\text{TB1}}{T}$ sonuçları serinin kırılma parçalarını ifade etmektedir.

$0 \leq \delta_0 \leq \delta_1$ ve $\delta_2 \leq 1 - \delta_0 \leq 1$ kısıtları getirilerek, katsayılardaki değişimin örneklemin uç noktalarında olması önlenmek amaçlanmıştır. Bu nedenle kırpma parametresi $k_0 = [T, \delta_0]$' göre belirlenir ve LP kırpma parametresi $\delta_0 = \%1$ olarak seçilir.

LP birim kök testinin dayandığı gecikme uzunluğu olan k seçilirken, tahmini bir üst sınır seçilir ve regresyona eklenen son gecikmeli değerinde anlamlı olmasına bağlı olarak regresyon denkleminin gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Fakat herhangi bir gecikme istatistiksel olarak anlamlı değilse k=0 olarak seçilir.

Lumsdaine-Papell (1997)'de ardışık tarihlerde iki kırılma meydana gelme olasılığı dikkate alınmaz. Yani iki ayrı bölüm olarak negatif şok ile takip edilen pozitif şok düşünülmez (Lumsdaıne ve Papell, 1997 s. 214).

Lumsdaine-Papell (1997) yaklaşımına yapılan eleştiri, son yüzyılda ekonomide tam olarak iki kırılma olduğunu beklemekle ilgili görüş nedeniyledir. Ayrıca elde edilen sonuçlar daha yüksek mertebeden modellerin daha uygun olma olasılığını karşılamaz (Lumsdaine ve Papell, 1997 ss. 217-218).

3.5. Lee-Strazicich(2003,2004) Birim Kök Testi

Perron (1989) yapısal kırılma noktasının bilindiği varsayımı altında geliştirdiği ADF birim kök sınaması ile serinin bir birim köke sahip olup olmadığını araştırmıştır. Yapısal kırılma noktasının önceden bilindiği varsayımını eleştiren Zivot ve Andrews (1992), yapısal kırılma noktasının içsel olarak tahminine dayanan ilk yapısal kırılmalı birim kök sınamasını geliştirmiştir. Hem tek ve hem de iki yapısal kırılmaya olanak ise Lee ve Strazicich'in (2003) içsel iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök sınaması kullanılmıştır.

İki kırılmaya izin veren Lee- Strazicich testi, ZA ve LP'nin yapısal kırılmalı birim kök testlerinden farklılık arz etmektedir. Bu farklılık, ZA ve LP testlerinin temel hipotezi yapısal kırılma olmaksızın birim kökün varlığı varsayımına dayanır. Lee-Strazicich ise, ZA ve LP birim kök testlerinin alternatif hipotezlerinde kullanılan ‘’yapısal kırılmalı durağan’’ varsayımına karşılık ‘’yapısal kırılma olmaksızın birim kökün varlığı’’ şeklindeki temel hipotezin olmaması gerektiğini öne sürmüşlerdir. Lee-Strazicich'in birim kök testine göre alternatif hipotez ‘’yapısal kırılmalı durağan’’ ise, temel hipotez ‘’yapısal kırılmalı birim kök ‘’olması gerektiğini ifade etmişlerdir ve bunun sonucu olarak da temel hipotezin reddedilmesinin ‘’birim kökün’’ reddedilmesini değil, ‘’ yapısal kırılma olmayan birim kökün ‘’ reddi olduğunu belirtmişlerdir (Çil, 2018, s.312). Bu noktada yapılan uygulamalı çalışmalarda test sonuçlarının yorumlanırken bu farklılığa dikkat edilmesi önem arz etmektedir.

LS (2003, 2004)[5] bu sorunu çözümü için Schmidt ve Phillips (1992)[6] tarafından öne sürülen Lagrange çarpanına (LM) dayanan iki kırılmalı birim kök testini geliştirmişlerdir.

LS testi, Perron(1989)'da tanımlanan Model A, B ve C'yi dikkate almışlardır, veri üretme süreci aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + \mu_0 \tag{3.21}$$

(3.17) denkleminde yer alan Z_t veri yaratan süreç olarak tanımlanan dışsal bir değişken vektörünü ifade etmektedir. Bir yapısal kırılma için LS (2004) iki model ele almışlardır Bu modelleri Perron(1989) tarafından tanımlanmış Model A ve Model C' dir. Birim kök testi $\beta = 1$ parametresinin testine dayanmaktadır ve alternatif hipotez ise tek zamanlı bir kırılmaya izin veren A modeli için Z=$[1, t. D_t]$ olarak tanımlanmıştır ve t≥ T_B+1 için $D_t = 1$ diğer durumlar için sıfır olarak verilmiştir. T_B yapısal kırılma zamanı ve δ' =($\delta_1, \delta_2, \delta_3$) olarak tanımlanmış parametreler vektörüdür. Model C ise, alternatif hipotezde sabitte kayma ve trendin eğiminde değişime neden olan C modelinde, Z=$[1, t. D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t} DT_{2t}]$ olarak tanımlanmakta ve $t \geq TB_i + 1$ için

$D_t = t - TB_i$ ve diğer durumlar için sıfır olarak tanımlanmıştır. LS (2004), birim kök testi aşağıdaki gibidir:

Z=$[1, t. D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t} DT_{2t}]$ ve $\varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ özelliklerine sahip saf hata terimidir. TB kırılma zamanını göstermektedir. Model A düzeyde tek kırılmaya, Model AA, düzeyde iki kırılmaya izin vermektedir. Model C hem düzeyde hem de eğimde tek kırılmaya izin vermekte iken, Model CC düzeyde ve eğimde iki kırılmaya izin vermektedir.

Z=$[1, t. D_{it}, D_{it}]$,

$$D_{it} = \begin{cases} 1, & t \geq TB_i + 1 \; ise \\ 0, & aksi \; durumda \end{cases}, \qquad \text{i=1,2 için}$$

Z=$[1, t. D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t} DT_{2t}]$,

$$D_{it} = \begin{cases} t - TB_i, & t \geq TB_i + 1 \; ise \\ 0, & aksi \; durumda \end{cases}, \qquad \text{i=1,2 için}$$

[5] Lee J., ve Strazicich, M.C., ''Minimum Langrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks '' , The review of economics and Statistics 85(4), s.2003, ss.1082-1089.

[6] Schmidt P. and Phillips P.C.B. '' LM Tests for a Unit Root in the Presence of Determinisitic Trends '' Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54 (3), 1992,s. 257- 287.

Model CC için temel ve alternatif hipotezler

Temel Hipotez

$$y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3.22)$$

Alternatif Hipotez

$$y_t = \mu_0 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + \omega_1 D_{1t} + \omega_1 D_{1t} + \varepsilon_{1t} \quad (3.23)$$

Lee- Strazicich, LM birim test istatistiğini elde etmek için kullanılan regresyon denklemi aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-1} + \mu_t \quad t= 2,\ldots, T \text{ dir.} \quad (3.24)$$

$$\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\Psi} - Z_t \tilde{\delta} \quad (3.25)$$

(3.25)'deki denklem ile elde edilen trendden arındırılmış serilerdir. Bu denklemdeki $\tilde{\delta}$, $\Delta y_t'$ nin ΔZ_t üzerine elde edilen katsayılarıdır, $\tilde{\Psi}$ değişkeni , $y_t - Z_t \tilde{\delta}$ eşitliğinden hesaplanır. $\Delta \tilde{S}_{t-1}$ ise (i=1,…,k) otokorelasyonu düzeltmek amacıyla gerekli olduğunda eklenmesi gerekmektedir. LM birim kök testi, temel ve alternatif hipotezler altında yapısal kırılmaya izin vermektedir.

Birim kök sıfır hipotezini sınayan LM testinde, $\phi = 0$ temel hipotezi için t- test istatistiği olan $\tilde{\tau}$ ile bulunmaktadır. $\tilde{\tau}$ test istatistiğinin minimum olduğu noktalar seçilerek kırılma zamanları (TB_i) belirlenmektedir. LM test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$LM_\tau = \underbrace{inf}_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (3.26)$$

T gözlemleri, TB_i kırılma noktasıdır, (i=1,2) olmak üzere λ_i = T / TB_i ile ifade edilmektedir. LM birim kök testinde kritik değerler, iki kırılmalı birim kök testlerinde Lee-Strazicich (2004)' ten elde edilirken, tek kırılmalı birim kök testlerinde LeeStrazicich (2003)' ten elde edilmektedir. Bulunan test istatistiği, tablo kritik değerinden küçük olursa yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi kabul edilir, reddedilemez.

3.6.Bai- Perron Yapısal Kırılma Testi

Bai ve Perron (1998,2003)[7] tarafından, en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilen doğrusal regresyon modelinde birden fazla yapısal değişmenin varlığını içsel olarak (kırılma zamanı bilinmeden) dikkate alarak model tahminine olanak sağlayan yeni bir test yaklaşımı geliştirmiştir. Bu yaklaşım önceki çalışmalara göre pek çok artısı bulunmaktadır. Özellikle de, kırılma tarihlerinin güven aralıklarının hesaplanabilmesinde, verilerin ve hataların farklı dağılım bölümleri boyunca oluşturmasını ve uygulamada kullanılan sıralı yöntem hata terimlerinin ve farklı varyans boyunca serisel korelasyona izin vermesi bakımından daha özgür bir yaklaşıma sahiptir.

BP birim kök testinde, bilinmeyen tarihlerdeki m sayıda (m+ 1) rejimli kırılma için oluşturulan çoklu doğrusal regresyon modeli aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$y_t = x_t'\beta + z_t'\delta_1 + \varepsilon_{1t} \quad t=1,\ldots, T_1$$
$$y_t = x_t'\beta + z_t'\delta_2 + \varepsilon_{1t} \quad t=T_1+1,\ldots, T_2$$
$$\vdots$$
$$y_t = x_t'\beta + z_t'\delta_j + \varepsilon_{1t} \quad t=T_j+1,\ldots, T_j \quad j=1,\ldots,m \qquad (3.27)$$

Yukarıdaki modelde yer alan x_t' ve z_t' p$\times 1$ ile q $\times 1$ bağımsız değişkenler vektörüdür. $\beta - \delta_j$ ise katsayılar vektörüdür ve ε_t saf hata terimidir.

T_0= 0 ve T_{m+1}= T olmak üzere, $T_1, T_2,\ldots, T_m$ bilinmeyen kırılma noktalarıdır. Buradaki amaç T gözlemden bilinmeyen kırılma noktalarını tahmin etmektir. β parametre vektöründe bir kayma yani bir değişmenin söz konusu olmaması ve örneklemin tamamından tahmin edildiği için bu bir kısmi yapısal değişme modelidir. p=0 olduğunda tüm katsayılar değişebilir hale gelmekte ve model saf yapısal değişme modeline dönüşmektedir.

BP (1998-2003) birim kök testinde model tahmini en küçük kareler yöntemine dayanmaktadır. T_j ile ifade edilen her m parça ($T_1, T_2, .., T_m$) için β veδ_j en küçük kareler tahminleri kalıntı kareler toplamının minimizasyonundan

$\sum_{t=1}^{m+1}\sum_{t=T-1}^{T_j}\left[y_t - x_t'\beta - z_t'\delta_j\right]^2$ elde edilir, (3.28)

tahmin sonuçları $\hat{\beta}\{T_j\}$ ile $\hat{\delta}\{T_j\}$ şeklinde ifade edilir. Kalıntı kareler toplamı S_T $(T_1, T_2, .., T_m)$ ile gösterildiğinde tahmini kırılma noktaları belirlenecektir.

[7] Bai J. and Perron P.''Estimating and testing Linear Models with Multiple Structural Changes '' Econometrica 66, 1998, ss. 47-78.
Bai and Perron., '' Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models '' Journal of Applied Econometrics 18, 2003, ss. 1-22.

$$(\hat{T}_{1,}\hat{T}_{2,}\ldots,\hat{T}_{m,}) = min_{\hat{T}_{1,}\hat{T}_{2,}\ldots,\hat{T}_{m,}} S_T\ (T_1, T_2, .., T_m) \quad (3.29)$$

Burada bütün bileşenler minimize edilir, böylece amaç fonksiyonunu en küçülten kırılma noktalarının tahmincileri elde edilmiş olacaktır. Sonuç olarak tahmin edilen m parça $\widehat{T_J}$ ile ilgili parametre tahminidir (ÇİL, 2018, s.316).

Bai ve Perron kırılma sayısının belirlenmesine yönelik üç test istatistiği önermiştir. Bu test istatistiklerinden SupF_t(k) test istatistiğinde kırılmanın olmadığı temel hipoteze karşılık olarak, k sayıda kırılmanın olduğu alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. UD_{max} ile WD_{max} test istatistiklerinde ise temel hipotez aynı kalmakla birlikte, bilinmeyen sayıda kırılmanın olduğu alternatif hipoteze karşı test edilmekte iken, son olarak ardışık SupF_t(l+1/l) test istatistiğinde l sayıda kırılmanın olduğu temel hipoteze karşılık, l+1 sayıda kırılmanın olduğu alternatif hipoteze karşı test edilmektedir.

Bai ve Perron (2003), kırılma sayısının belirlenmesi için yapılan testlerin sonuçlarını değerlendirirken üç test istatistiğinin birlikte ele almaktadır. Öncelikle ilk üç test istatistiklerine göre elde edilen sonuçlarda, alternatif hipotez reddedilmediği takdirde en az bir yapısal kırılmanın varlığı kabul edilmektedir. Daha fazla yapısal kırılmanı varlığı için ardışık SupF_t(l+1/l) test istatistiğinin uygulanması gerektiğini önermişlerdir.

3.7. Üçüncü Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi

Ekonomide politika değişiklikleri, krizler, dış faktörler gibi zaman içinde meydana gelen değişimler, ekonomik göstergeler ile ilgili verilerin yapısal özelliklerini değiştirebilmektedir. Yaklaşık son yirmi yıldır yapılan teorik ve uygulamalı çalışmaların sonuçlarının güvenirliliği açısından, yapısal değişimlerin iktisadi büyüklüklere ait olan zaman serilerinin özelliklerini değiştirip değiştirmediği belirlenmelidir. Diğer bir ifadeyle, zaman serilerinin ortalamasında veya trend fonksiyonunda (genel eğilimimde) veya her ikisinde bir değişime yol açıp açmadığının araştırılması gerektiğini ortaya koymaktadır. Bunun sonucunda, yapısal değişmenin dikkate alınmadığı geleneksel birim kök testleri yerini, kırılmalı birim kök testlerine bırakmıştır (Enders, 2010, ss.228-229).

Perron (1989) çalışmasında, zaman serisinde yapısal kırılmanın tek bir noktada olduğu ve bu kırılmanın bilindiği varsayımını dikkate almıştır ve dönüştürülen Dickey-Fuller birim kök testini kullanır. Ayrıca, kırılma zamanının egzojen (dışsal) olarak modele eklenmesi gerektiğini ileri sürer. Bu varsayım altında, kırılma zamanını tanımlayan dışsal değişken, zaman serisi regresyon modeline eklenerek standart DF birim kök testleriyle yapısal kırılma test edilir. Perron yaklaşımında, kayan rassal yürüyüş sürecinin üç farklı modelini dikkate almıştır ve her model için ayrı ayrı sıfır ve alternatif hipotezleri test etmiştir. Bu hipotezlerden ilki zaman serisinin düzeyinde bir kırılma (Model A), ikincisi zaman serisinin eğiminde (Model B) bir kırılma ve üçüncüsü ise hem düzeyinde hem de eğiminde (Model C) bir kırılmanın olduğunu varsayar (Perron, 1989). Ayrıca Perron (1989), yapısal kırılmaların modellenmesi çerçevesinde yaptığı çalışmasında, kırılmadan sonraki ayarlamanın ani veya kademeli olarak gerçekleştiği varsayımına dayanan iki yöntem geliştirmiştir. Bu yöntemler toplamsal sapmalı (additive outlier-AO) modeli ve kademeli sapmalı (innovation outlier-IO) modelidir.

Perron (1989)'un modelleri tek kırılmanın olduğu ve kırılma zamanının bilindiği modeller için geçerlidir. Ancak kırılma zamanının bilinmediği durumlarda uygulanamaz. Bu nedenle Perron(1989), kırılma zamanının bilinmesi varsayımıyla ön sınama problemi ve veri madenciliğine yol açması neticesinde eleştirilmiştir(Shrestha, M.B. ve Chowdhury, K., 2006). Perron (1989)'daki çalışmasını izleyen Zivot-Andrews (1992) ve Perron(1997) tarafından geliştirilerek kırılma zamanının bilinmediği, endojen (içsel) olduğu varsayımı ile yeniden ele alınmıştır.

Lumsdaine ve Papell (1997) veriyi yaratan sürecin modellenmesinde tek kırılmanın her zaman yeterli olmadığını ve birden fazla kırılmanın olması halinde tek kırılmaya izin veren birim kök testlerinin bilgi kaybına neden olduğunu ileri sürerek ZA yöntemini iki kırılma ile geliştirmiştir. İki kırılmaya izin veren bir diğer yapısal kırılma testi Lee- Strazicich (2003,2004), birim kök testidir. LS testi, temel hipotezin kurulumu açısından ZA ve LP birim kök testlerinden farklılık göstermektedir. ZA ve LP testlerinin temel hipotezi yapısal kırılma olmaksızın birim kökün var olduğunu varsayar. LS yapısal kırılmalı birim kök testine göre, alternatif hipotez yapısal kırılmalı durağan ise temel hipotez yapısal kırılmalı birim kök şeklindedir. Bai- Perron (1998, 2003) çalışmalarında önceki çalışmalardan farklı olarak birden fazla yapısal kırılmayı dikkate almakta ve birim kökten ziyade yapısal kırılma dönemlerini test etmeyi amaçlamışlardır. BP tarafından, en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilen doğrusal

regresyon modelinde bilinmeyen kırılma zamanlarının belirlenmesi amacı ile çoklu kırılma tespitine yönelik test geliştirmişlerdir (Bai-Perron,1998).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

PANEL VERİLERE İLİŞKİN GENEL AÇIKLAMALAR VE PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

4.1.Temel Kavramlar

Panel veri aynı yatay kesit birimlerinin (firma, hanehalkı, şehir vb.) zaman içerisinde tekrarlı gözlemlerinden oluşan bir veri seti olarak tanımlanabilir[8]. Dolayısıyla panel veri hem birim boyutlu hemde zaman boyutludur. Bu nedenle panel serisi y_{it} şeklinde gösterilmektedir. Panel serisindeki i=1,2,…,N ile birimler arasındaki değişim (birey, ülke firma gibi) ve t=1,2,…,T ile de zamandaki değişim (gün, ay, yıl gibi)dikkate alınmış olmaktadır ve N adet birimin T dönemli değişimi söz konusu olduğu için T×N adet gözlem değeri ortaya çıkacaktır.

Panel verilerde herbir birim tüm zamanlar boyunca gözlenmişse dengeli panel iken bazı birimler bazı zamanlar zamanlar kayıpsa dengesiz panel söz konusudur (Tatoğlu,2018, s.37).

Panel veri birçok birimin bir araya gelmesi ile oluşmaktadır ve herbir birim kendine has özelliklere sahiptir, bu birimlerin özelliklerini yansıtan değişkenlere ‘’birim etki’’ denilmektedir. Birim etki birimlere göre değişirken zamana göre ise sabit bir değişkendir. Ayrıca panel veride birimlerin yanında zaman boyutu da yer almaktaydı ve bu zaman boyutununun özelliklerini yansıtan değişken ‘’zaman etkisi’’ olarak adlandırılmaktadır, bu durumda zaman etkisi, birimlere göre sabit zamana göre değişen bir değişkendir.Burada bireylerden bahsediliyorsa yetenek, kişilik özellikleri birim etki değişkenine ve makro iktisadi verilerle çalışırken belli dönemlerde kriz, sel, deprem gibi etkiler zaman etki değişkenine örnek olarak verilebilir (Tatoğlu,2018, s.39).

Panel veri analizinde kullanılan bireyler, firmalar, ülkeler gibi birimler genelde heterojendir ve yapılan tahminlerde bu heterojenliğin dikkate alınması gerekmektedir. Aksi durumda tutarsız parametre tahminleri söz konusu olmaktadır.

[8] Wooldridge, Jeffrey M., Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT Press, Cambridge, 2002, p. 6.

Panel veri modellerinin kurulabilmesi için birimler arası korelasyonun[9] (yatay kesit bağımlılığı olarak da adlandırlmakta) varlığı test edilmeli ve eğer varsa tahmin aşamasında bu durum dikkate alınmalıdır.

Genel olarak panel veri modeli;

$$Y_{it}= \alpha_{it}+\beta_{it}X_{it}+ \varepsilon_{it} \qquad i=1,\ldots,N \; ; \; t=1,\ldots,T \tag{4.1}$$

şeklinde yazılmaktadır ve panel veri modeli ile ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesine ‘’panel veri analizi’’ denilmektedir buradaki; i, alt indisi birimleri ve t, alt indisi zamanı göstermektedir. Değişkenlerin, parametrelerin ve hata teriminin i ve t alt indisine sahip olmaları panel veri setine sahip olduğunu ifade etmektedir.

4.2.Panel Verinin Avantajları

Ekonometrik araştırmalarda panel veri kullanmanın, yatay kesit verisi veya zaman serisi verisi kullanmaya kıyasla bazı avantajlar vardır. Bu avantajlar aşağıda kısaca özetlenmektedir.

Panel veriler, sadece zaman serisi verisi veya sadece yatay kesit verisi kullanılarak kurulamayan, hem zaman hem de birim boyutunu kapsayan, daha kompleks modellerin kurulmasına ve analiz edilmesine olanak sağlamaktadır.

Ekonometrik analizlerde kullanılan birimler heterojendir ve panel veri analizi bu heterojenliği dikkate alırken zaman serisi ve yatay kesit verileri analizleri bu heterojenliği kontrol edememektedir. Bu durum karşısında elde edilen sonuçlar sapmalı olabilmektedir. Örneğin; bir üretim modelinde, üretim miktarını sermaye, emek ve yönetim kabiliyeti etkilemektedir. Ayrıca firmanın büyüklüğü, yaşı, yapısı gibi bireysel farklılıklar ya da teknolojik değişmeler, savaşlar gibi dışsal etkiler bu modelde etkili olabilmektedir. Buradaki yönetim kabiliyeti doğrudan gözlenemez. Dolayısıyla firmalar için pür yatay kesit regresyon modeli tahmin edilirse, yönetim kabiliyeti olarak tanımlanan önemli bir değişken gözardı edilmiş olur. Birimler arasındaki bu tür farklılıkların hesap edilmediği zaman serisi veya yatay kesit modellerinde yanlı sonuçların elde edilme riski olmaktadır (Baltagi, 2005, s.4). Bu şartlar altında, dışlanan değişkenler nedeniyle; hata terimi ile açıklayıcı değişkenler korelasyonlu olmakta ve parametre tahminleri sapmalı olmaktadır. Panel veriler kullanıldığında bu değişkenlerin

[9]” Yatay kesit bağımlılık; panel veri modelinde, her bir birim için hesaplanan hata terimleri arasında korelasyon olduğu anlamına gelmektedir’’.

etkileri farklı metotlarla kontrol altında tutulabilmektedir,bunun sonucunda ise tahmin sapması azalmakta ya da tamamen ortadan kaldırılabilmektedir.

Panel veri hem yatay kesit hem de zaman boyutunu değiştirdiği için, gözlem sayısının artmasıyla birlikte daha çok değişkenlik sağlanmakta ve böylece açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyon azalmaktadır. Gözlem sayısının artması ile birlikte serbestlik derecesi artmakta ve bu durum karşısında ise, çoklu doğrusal bağlantı sorunu azalmakta ve parametre tahminlerinin güvenilirliliği artmaktadır.

Dağıtılmış gecikmeli modellerde, bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinde çoklu doğrusal bağlantı sorunuyla karşılaşılabilmektedir, fakat panel veri kullanılarak bu tür modellerde bağımsız değişkenlerdeki birimler arası farklılıklar modele ilave edildiğinden, çoklu doğrusal bağlantı sorunu önemli ölçüde düşmektedir.

Panel veriler ile önce ve sonraki durumlar arasındaki karşılaşılaştırma yapılabilir (Balestra, 1996, s.26). Örneğin, panel veriler ülkenin işsizlik ve yoksulluk gibi ekonomik değişkenleri incelemek için uygundur. Eğer bu paneller yeteri kadar uzunsa ekonomik politika değişimlerinin ayarlanma hızlarına ışık tutabilir. Örneğin, yatay kesit verileri bir dönemde kimin işsiz olduğunu gösterebilir. Zaman serisi verilerinde ise dönemden döneme işsizliğin düzeyindeki değişme tahmin edilebilmektedir ancak, bu kişilerin aynı kişiler olup olmadığı belirlenememektedir (Baltagi,2005, s.5).

Yatay kesit verileri veya zaman serisi verilerinin etkilerinin ortaya çıkarılması, panel veri setine göre daha zordur. Panel veriler, gözlenemeyen ölçü etkilerini saptanmasına katkı sağlarlar. Baltagi (2005), tarafından yapılan bir çalışmada kadınların yıllık işücüne katılım oranı modeli incelenmiştir. Bu modelde, kadınları işgücüne katılım oranı %50 olduğu bulunmuş ise bu durum iki sebepten dolayı gerçekleşmiş olabilir; birinci durumda herhangi bir dönemde her kadının işgücüne katılaması için %50 şansı varken ikinci durumda ise kadınları %50 her zaman çalışırken geriye kalan %50'si çalışmamaktadır. Birinci durumda büyük bir işdöngüsü varken, ikinici drumda yoktur. Bu iki durum arasında ayrım yapabilmek sadece panel verilerle mümkündür.

4.3. Panel Veri Kullanmanın Dezavantajları

Panel veri kullanmanın avantajları yanında bazı dezavantajları vardır bunlar aşağıdaki şekilde sıralanmıştır.

Panel veri ile yapılan problemlerin başında veri toplama ve düzenleme problemidir. Özellikle anket çalışmalarında cevapsız kalan sorular, soruyu cevaplayanın

doğru cevabı hatırlayamaması, görüşme süresi gibi nedenlerle verinin kısıtlanması söz konusu olmaktadır.

Panellerde zaman boyutunun artması aynı zaman da maliyetin de artmasına neden olmaktadır. Bu durum ise, panel verilerin toplanıp düzenlenmesinin, yatay kesit veya zaman serisi verilerinin toplanmasına göre daha maliyetli olmasına neden olmaktadır (Hsiao, 2005, p. 1).

Panel verilerdeki yatay kesitsel bağımlılığın dikkate alınmaması tahmin lerin yanlış olmasına neden olmaktadır. Ayrıca veriler maliyetli olmalarının yanında cevap vericiler ile ne kadarlık zaman aralıklarıyla görüşülmesi gerektiği her zaman cevaplanması gereken bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır.

Panel verilerle ilgili diğer bir sorun ise, panel veri modellerinde hata terimi büyük önem taşımaktadır çünkü bu hata terimi; hem zaman serisi modeline hem yatay kesit modeline hem de panel veri modeline ait sapmayı içermektedir. Bu durumda ise , panel veri modellerindeki hata terimleri genellikle sapmalıdır (Tatoğlu, 2018, s.13).

4.4.Panel Veri Modelleri Tahmin Yöntemleri

Panel veriler kullanılarak tahmin edilen modeller panel veri regresyon modellerini meydana getirmektedir. Panel veri regresyon modelleri hem birim hem de zaman boyutunun değişmesine izin verdiği için, birim ve/veya zaman boyutlu davranış farklılıklarını analiz ederken, regresyon katsayılarının birim ve/veya zaman boyunca değişmesi göz önünde bulundurulmalıdır (Balestra, 1996, s.26).

Genel olarak doğrusal panel veri modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \ldots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad (4.2)$$

veya

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad (4.3)$$

i= 1,…, N ve t= 1,…, T ‘dir,

Burada i alt indisi yatay kesit boyutunu ifade eden; birey, firma, hane halkı gibi birimleri ve zaman boyutunu ifade eden t ise; gün, ay ,yıl gibi zamanı göstermektedir. β_{0it} sabit terimdir, β_{kit} K× 1 boyutlu parametreler vektörü,

Y_{it} bağımlı değişkenin t zamanında i. birim için değerini göstermektedir ve

X_{kit} ise, k. açıklayıcı değişkenin t zamanında i. birim değerini ifade etmektedir(F.Tatoğlu,2018).

Panel veri modelleri, parametrelerin birim ve zamana göre değer almalarına bağlı olarak beşe farklı model olarak tahmin edilmektdir

1. Hem sabit hem de eğim parametrelerinin birimlere ve zamana göre sabit olduğu modeller;

$$Y_{it}= \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i= 1,\ldots, N \quad ve \quad t= 1,\ldots, T \tag{4.4}$$

Bu tür modellere ‘’ Klasik Model’’ denilmektedirve model tahmininde havuzlanmış en küçük kareler yöntemi kullanılmaktadır.

2. Eğim parametresini sabit, sabit parametresinin birimlere göre değiştiği modeller;

$$Y_{it}= \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \quad i= 1,\ldots, N \quad ve \quad t= 1,\ldots, T \tag{4.5}$$

Bu tür modellere ‘’ Birim Etkiler Modeli ‘’ denilmektedir.

3. Eğim parametresinin sabit, sabit parametresinin birimlere ve zaman göre değiştiği modeller;

$$Y_{it}= \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + u_{it} \; i= 1,\ldots, N \quad ve \quad t= 1,\ldots, T \tag{4.6}$$

Bu tür model ise, ‘’ Birim ve Zaman Etkileri Modeli ‘’ olarak adlandırılmaktadır.

4. Tüm parametrelerin birimlere göre değişken, zamana göre sabit olduğu modeller;

$$Y_{it}= \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{ki} X_{kit} + u_{it} \; i= 1,\ldots, N \quad ve \quad t= 1,\ldots, T \tag{4.7}$$

5. Tüm parametrelerin birimlere ve zamana göre değiştiği modeller;

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad i = 1,\ldots, N \quad ve \quad t = 1,\ldots, T \tag{4.8}$$

Yukarıdaki ‘’Birim Etkiler Modeli’’ sadece birimlere göre değişkenlik içerdiği için ‘’ Tek Yönlü Model ‘’ ve ‘’ Birim ve Zaman Etkileri Modeli ‘’ ise hem birimlere hemde zamana göre değişkenlik gösterdiği için ‘’ İki Yönlü Model ‘’ olarak ifade etmektedir (Tatoğlu , 2018, s.40.).

Birim ve/veya zamana göre regresyon katsayılarının değişimine izin veren panel veri modelleri, sabit, eğim ve hata terimleri ile yapılacak olan varsayımlara bağlı olamaktadır. Bu nedenden dolayı modelin katsayıları için, birim ve zaman boyunca farklı değerler alacağından, tahmin edilen parametre sayısı örneklem hacmini aşacaktır. Bu durumda bu model bu haliyle tahmin edilemez (Balestra, 1996a, s. 28.) .

Bu dezavatajdan dolayı panel veri ile yapılan çalışmalarda daha çok hata terimlerinin özellikleri ve katsayıların değişebilirliği ile ilgili farklı varsayılarda bulunarak farklı modeller elde edilmektedir (Nargeleçekenler, 2009). Bu modellerden biri, birim etkiler ile açıklayıcı değişken arasında korelasyonun sıfırdan farklı ‘’Sabit Etkiler Modeli’’ diğeri ise, korelasyonun sıfır olduğunu varsayan ‘’ Tesadüfi Etkiler Modeli ‘’ dir.

4.5. Sabit Etkliler Modeli

Sabit etkiler modelinde, (4.5) modelindeki diğer bir ifadeyle ‘’ Birim Etkiler Modeli ‘’ ile hareket edildiği zaman eğim parametreleri tüm yatay kesit birimleri için aynı iken, sabit parametre birim etki içermesi nedeniyle birimden birime değişmektedir. Bu durumda sabit terim her bir yatay kesit için farklı değer almaktadı, yani birimler arasındaki farklılıklar sabit terimdeki farklılıklarla ifade edilmektedir(Tatoğlu, 2018, s.80). Sabit etkiler regresyon modelindeki birimler arasındaki bu farklılıklar kukla değişkenler yardımıyla ele alınmaktadır. Daha sonra ise birim etkisini göstermek için ‘’Kukla Değişkenli En Küçük Kareler yöntemi’’ ile tahmin edilir[10].

Birim veya zaman etkisini gösteren sabit etkiler modeli, tek yönlü sabit etkiler modeli olarak adlandırılmaktadır, yani regresyon modelinin parametrelerindeki değişim

[10] Seddighi, H. R. - Lawyer, K. A. -. Katos, A. V, Econometrics: A Practical Approach, Routledge Taylor and Francis Group, London, 2000, p. 111.

sadece birimlerdeki değişimlerden veya sadece zaman boyutundaki değişimlerden kaynaklandığı varsayılmaktadır. Fakat panel regresyon modelindeki değişimler hem birim hem de zaman boyutundaki değişkenlikten meydana geliyorsa bu durumda bu model çift yönlü sabit etkiler modeli olarak adlandırılmaktadır.

Sabit etkiler panel veri modellerinin Kukla Değişkenli En Küçük Kareler yöntemi kullanılarak tahmini için genel bir panel veri modeli ele alındığında;

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}X_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \ldots + \beta_{kit}X_{kit} + u_{it} \quad (4.9)$$

(4.5) '' Birim Etkiler Modeli '' modelinden hareket edildiği için, sabit etkiler modelinde

$\beta_{0it}=\beta_{0i} = \bar{\beta} + \mu_i$; $\beta_{1it}=\beta_1$; $\beta_{2it} = \beta_2,\ldots, \beta_{kit}=\beta_k$

olduğu varsayılmaktadır. β_{0i} birim etkiyi de içeren sabit terimdir, μ_i birim etkileri, u_{it} ise hata terimini ifade etmektedir. Eğim parametrelerinin ise birimlere ve zamana göre değişmediği varsayılmaktadır. Farklı birimler için farklı sabitler içeren bu model ile çözüm yapmanın yolu Kukla Değişkenli En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmin yapmaktır. N yatay kesit birimin olduğu varsayıldığında birim etkileri modele dahil etmek amacıyla, sabit etkiler modelinde gölge değişken tuzağına düşmemek için birim sayısından bir eksik (N-1) sayıda kukla değişken kullanılmaktadır ya da N adet kukla değişken kullanılırken sabit terim modele alınmamaktadır(Tatoğlu , 2018, s.81).

4.6. Tesadüfi Etkiler Modeli

Sabit etkiler modellerinin uygulaması kolay olmasına rağmen çok sayıda birim söz konusu olduğunda modellerde genellikle serbestlik derecesi problemiyle karşılaşılmaktadır. Yani eğim ve sabitlerin zaman ve birimler boyunca değişmesi birçok kukla değişkenin modele katılmasını gerekli kılmaktadır. Bu durum ise serbestlik derecesi sorununun ortaya çıkmasına neden olmaktadır (Baltagi, 2005, s. 14). Bu bağlamda, anlamlı istatistiki çözümleme yapmaya yetecek kadar gözlem değeri kalmayacaktır. Sabit etkiler modeliyle ilgili diğer bir sorun modelde çok fazla yapay değişken olursa, her zaman çoklu doğrusallık olasılığı vardır, bu durumda ise bir veya birkaç anakütle katsayısının hassas tahminini güçleştirecektir (Gujarati, 2014, s.598).

Panel veri modeli ele alındığında:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \ldots + \beta_k X_{kit} + v_{it} \quad (4.10)$$

Tesadüfi etkiler modelinde birim etki sabit olmadığından; sabit parametre içerisinde değil, tesadüfi olduğunda hata payı içerinde yer almaktadır. Bu nedenle hata terimi;

$$v_{it} = u_{it} + \mu_i \quad (4.11)$$

şeklinde ifade edilir; u_{it} artık hataları gösterirken, μ_i birim hatayı, yanibirim farklılıklarını ve zamana göre birimler arasındaki değişmeyi göstermektedir. Yani, i. yatay kesit birimin sabitini temsil etmektedir. ($u_{it} + \mu_i$) teriminden ötürü, (4.11) tesadüfi etkiler modeli '' Hata Öğeleri Modeli'' ya da '' Hata Bileşenleri Modeli '' olarak adlanadırılmaktadır (Tatoğlu , 2018, s.103).

İki yaklaşım için yani sabit etkiler modeli ile tesadüfi etkiler modeli arasında seçim yapmamız söz konusu olduğunda Judge ve diğerleri[11] tarafından yapılan önerilerin bazıları aşağıda sunulmuştur.

1. Eğer T (zaman serisi veri sayısı), N (kesit birimlerini sayısı)'ndan büyükse yani uzun panel söz konusuysa, Sabit etkiler modeli ile tesadüfi etkiler tarafından tahmin edilen katsayı değerleri arasında pek fark olmaz. Bu durumda seçim hesaplama kolaylığına bağlıdır. Bu durumda ise SEM daha uygun olabilmektedir.

2. N büyük, T küçük yani kısa panel söz konusu olduğunda ise, iki yöntemde bulunanan tahminler farklı olmaktadır. Bu durumda örneklemi seçilen yatay kesitsel birimler daha büyük bir anakütleden rassal olarak seçilmişse rassal etkiler modeli uygun olacaktır fakat anakütleden rassal çekilememişse bu noktada sabit etkiler modelinin tercih edilmesi uygun olacaktır.

3. Hata bileşeni bir veya birkaç açıklayıcı değişken ile ilişkiliyse Tesadüfi etkiler modeli sapkılı[12], sabit etkiler modeli sapkısız olacaktır.

Tesadüfi etkiler modelinde de tek yönlü ve iki yönlü modeller kullanılmaktadır. Sadece birim veya zaman etkisini gösteren tesadüfi regresyon modelleri tek yönlü iken, bu karşın regresyon modelindeki değişkenlik, hem birim hem de zaman boyutundan

[11] Judge vd., agy., ss.489- 491 (Gujarati, 2014)

[12] Klasik doğrusal bağlanım modelinin önemli varsayımlarından biri açıklayıcı değişkenle ile hata terimleri arasında ilişki olmamasıdır aksi durumda model regresyon modeli sapkılı ve tutarsız olacaktır.

kaynaklanıyorsa bu durumda model, çift yönlü tesadüfi etkiler modeli olarak adlandırılır.

4.7. Hausman Testi

Sabit ve tesadüfi etkiler modellleri arasındaki en önemli farklardan birisi, birim-zaman etkilerinin bağımsız değişkenlerle korelasyonlu olup olmadığıdır. Eğer korelasyon yoksa tesadüfi etkiler modeli geçerli olacaktır.

Başka bir ifadeyle, tesadüfi etkiler modelinin hata terimi bileşenlerinin modeldeki açıklayıcı değişkenlerden ilişkisiz olduğu hipotezinin geçerliliğini Hausman tarafından önerilen test istatistiği ile incelenbilmektedir (Pazarlıoğlu ve Güler, 2007, s.5).

Hausman (1978), testi sabit etkiler modeli ile tesadüfi etkiler modelleri arasında seçim yapmak için kullanılmaktadır. Hausman testinin hipotezleri aşağıdaki şekilde kurulmaktadır:

Temel Hipotez; ‘’açıklayıcı değişkenler ve birim (zaman) etki arasında korelasyon yoktur’’. Bu durumda her iki tahminci de tutarlı olduğundan, sabit ve tesadüfi etkiler modeli tahmincileri arasındaki fark çok küçük olacağı öngörülür ve bu durumda tesadüfi etkiler modeli tahminci daha geçerli olduğundan, kullanımı uygun olacaktır.

Alternatif Hipoteze göre ise; ‘’ açıklayıcı değişkenler ile birim (zaman) etki arasında korelasyon vardır ’’. Bunun sonucunda, tesadüfi etkiler modeli tahmincisi sapmalıdır ve farkın büyük olacağı öngörülür, sabit ekiler modeli tutarlı olduğundan tercih edilmelidir (Tatoğlu, 2018, s.185).

Hausaman test istatistiği tesadüfi etkiler modelinin doğru olduğunu gösteren sıfır hipotezi altında asimttik olarak k- serbestlik derecesiyle ki- kare χ^2dağılımına sahiptir[13]. Bu bağlamda hesaplanan ki-kare değeri, kritik değeri ki-kare değerinden büyükse sıfır hipotezi red edilir ve sabit etkiler modelinin geçerli olduğuna karar verilir tersi durumda ise tesadüfi etkiler modeli tercih edilmelidir.

[13] Johnston - DiNardo, 1997, s. 404.

4.8. Panel Birim Kök Analizi

Panel verilerle yapılan analizlerde , zaman boyutunun (T) birim boyutuna (N) göre artması, yapılan analizin çevçevesini değiştirmektedir. Çünkü panel veri ekonometrisinde makropanel (N büyük T büyük) analizlerinin asimtotik dağılımları mikropanel (N küçük T küçük) analizlerinden farklılık göstermektedir (Nargeleçekenler, 2009, s. 86). Makro panellerde zaman serilerinin uzunluğu olan (T) sonsuza kadar gitmesine izin verilmesi durumunda iki farklı husus ortaya çıkmaktadır. Bu fikirlerden ilki heterojen regresyon modeli ile elde edilen regresyon parametrelerinin homojenliğini reddedilmesidir (Baltagi, 2005, s. 237). İkincisi ise, Birim boyutunun (N) zaman boyutu (T)'den küçük olduğu durumlarda değişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmeden önce serilerin zaman içerisinde kararlı bir yapı gösterip göstermedikleri belirlenmelidir. Diğer bir ifadeyle panelde yer alan birimlerin durağanlık yapılarının incelenmesi gerekmektedir. Eğer panelde yer alan birimlerin tamamı veya bir kısmı durağan-dışı ise iki panel verisi arasında kurulacak uzun dönemli ilişki sahte olacaktır. Dolayısıyla sahte regresyon problemi ile karşılaşılmış olur(Nargeleçekenler, 2009, s.3).

Bu bağlamda, panel regresyon teknilerinin zaman serisi teknikleri ile birleştirilmesi ve zaman serisi analizi mantığının panel verilerle genişletilmesi neticesinde panel serilerede birim kök testlerinin uygulanabileceği anlamına gelmektedir.

Panel birim kök testleri, zaman ve yatay kesit boyutunun birleşmesiyle oluşan verilerin bilgisini dikkate alan testlerdir. Bu nedenle zaman serisini kullanan birim kök testlerine göre istatistiksel açıdan daha güçlü ve anlamlı sonuçlar verdiği kabul edilmiştir. Bunun sebebi ise, yatay kesit boyutunun analiz sürecine dahil edilmesiyle verideki değişkenlik sayısının artmasına izin verilmesidir (Hurlin ve Mignon, 2006, s.2). Böylece birim kök testlerinin gücü artar. Bu nedenlerden dolayı, son yıllarda durağan-dışı panellerin birim kök testleriyle sınayan testlerin uygulanması önemli ölçüde arttmıştır.

4.9. Panel Birim Kök Testleri

Panel verilerin birim boyutunun yanında zaman boyutunun da olması veriyi yaratan sürecin saptanabilmesi için serinin durağanlığını araştırılmasını gerekli kılmaktadır. Bu amaçla birçok farklı birim kök testi geliştirilmiştir. Panel serilerin

durağanlığının incelenmesi amacıyla geliştirilen bu testler, hipotezlerin kuruluşu ve test istatistikleirinin hesaplanması açısından Dickey-Fuller ve Genişletilmiş Dickey- Fuller (ADF) test yaklaşımlarından yararlanılmıştır. Panel birim kök testlerinin zaman serisi birim kök testlerinden farkı, hem zaman hem de birim boyutu nedeniyle asimtotik dağılımlarının farklılık arz etmesidir. Panel seriler arasında korelasyon olması halinde, birim kök testlerinin asimtotik özellikleri etkilenecektir. Bu nedenden ötürü, birimler arası korelasyonun varlığına göre farklı birim kök testleri geliştirilmiştir. Literatürde birimler arasındaki korelasyonun olmadığı durumlar için geliştirilen testler birinci nesil birim kök testleri olarak ifade edilirken, birimler arasında korelasyonun varlığı durumunda kullanılan testler ise ikinci nesil birim kök testleri olarak ifade edilmektedir.

4.10. Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

Birinci nesil panel birim kök testlerinde genel olarak aşağıdaki dinamik sabit etkiler modelinden faydalanılmaktadır. Birinci dereceden otoregresif süreç AR(1) olmak üzere,

$$Y_{it} = \mu_i + \tau_i t + \alpha_i Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.12)$$

(4.12) denkleminde, μ_i birim etkileri ve τ_i trendin parametresini göstermektedir ve $\alpha_i = 1$ ise hipotezin uygun yöntemlerle test edilmesi ile, durağanlığın varlığını araştırmaktadır. (4.12) eşitliğinde yer alan model, aşağıdaki Dickey- Fuller regresyonu olarak da yazılabilmektedir.

$$\Delta Y_{it} = \mu_i + \tau_i t + \rho_i Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.13)$$

(4.13) eşitliğinde, $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}$ ve $\rho_i = 0$ hipotezi serinin birim kök içerdiğini göstermekte iken, alternatif hipotez altında seri durağandır.

Birinci nesil panel birim kök testleri ρ ile ilgili yapılan varsayımlara göre iki grupta incelenmektedirler. Birinci nesil panel birim kök testlerinde otoregresif parametre olan ρ'nun birimden birime değişmediği yani homojen olduğu; ikinci grup panel birim kök testinde ise ρ'nun birimden birime değiştiği yani heterojen olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda, ρ'nun altındaki i indisi panelin heterojen olduğunu ifade

etmektedir ve homojen panel için temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır:

Homojen Panel

$H_0 = \rho_i = \rho$ $H_1 = \rho_i = \rho < 0$

Heterojen panel

$H_0 = \rho_i = \rho$ $H_1 = \rho_i < 0$

şeklinde kurulmaktadır.

4.10.1. Levin, Lin ve Chu (LLC) Panel Birim Kök Testi

Levin ve Lin (1992) tarafından oratya atılan ve Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002) tarafından geliştirilen panel birim kök testi, tüm birimlerin aynı otoregressif parametreye (ρ) sahip olduğunu varsaymaktadır (Tatoğlu, 2017, s.22). (LLC, 2002) çalışmaları çerçevesinde ortaya konulan panel temelli birim kök testlerinde, birime özel kesmeler ve zaman trendlerini dikkate alabilmektedir. Bunun yanında yatay kesitsel birimlerin hata varyansının yüksek dereceden serisel korelasyonlu olması durumunuda gözönünde bulundurabilmektedir(Nargeleçekenler, 2009, s.62).

LLC panel birim kök testinde, durağanlığın sınanması için sabitsiz, sabitli ve sabitli ve trendli olmak üzere üç regresyon modeli varsayılmıştır:

Model 1: $\Delta Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + \mu_{it}$ (4.14)

Model 2: $\Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \rho_i Y_{it-1} + \mu_{it}$ (4.15)

Model 3: $\Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_i t + \rho_i Y_{it-1} + \mu_{it}$ (4.16)

μ_{it} olarak tanımlanan hata süreci birimler boyunca bağımsız dağıldığı yani korelasyonun olmadığı ve durağan bir otoregresif hareketli ortalama süreci izlemektedir.

$\mu_{it}= \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij}\, u_{ij-1}+ \varepsilon_{it}$ (i=1,…,N) ve (t=1,…,T) (4.17)

E(μ_{it})<∞, E(ε_{it}^2)≥ B_ε>0 ve E(μ_{it}^2) + $2\sum_{j=1}^{\infty} E(\mu_{it}\mu_{it-1})< B_{it}<\infty$

Genel olarak her üç modelde de temel hipotez seride birim kökün varlığını göstermekte iken alternatif hipotez durağanlığı göstermektedir. Model 1, homojen paneldir ve temel hipotezi $H_0: \rho = 0$ hipotezine karşı alternatif hipotez $H_1= \rho<0$ şeklinde gerçekleştirilir. Model 2, sabit parametresi heterojen paneli ifade eder ve panel birim kök sınama süreci tüm i'ler için $H_0: \rho = 0$ ve α_{0i}=0 sıfır hipotezine karşılık, alternatif hipotezi $H_1= \rho<0$ ve $\alpha_{0i} \in$ R olarak kullanılır. Model 3 ise heterojen sabit ve birimlere özgü trendleri içermektedir ve panel birim kök sınama süreci tüm i'ler için $H_0: \rho = 0$ ve α_{1i}=0 sıfır hipotezine karşılık, alternatif hipotezi $H_1= \rho<0$ ve $\alpha_{0i} \in$ R kullanılır.

LLC panel birim kök testinin süreci aşağıdaki temel regresyon ile gerçekleştirilmektedir:

$\Delta Y_{it}= \rho Y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{iL}\, \Delta Y_{it-L}+\alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}$ m=1,2,3 (4.18)

Burada d_{mt} deterministik değişkenlerin vektörünü ve α_{mi} m=1,2,3 modelleri için katsayı vektörleridir. d_{1t} = {}(sabitsiz), d_{2t}={} (sabitli) ve d_{3t}= {} (sabitli ve trendli olarak alınmaktadır. L(=1,…p_i) optimal gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

LLC panel birim kök testi üç adımdan oluşmaktadır. Birinci adımda paneldeki her birim için ayrı ayrı regresyonlar tahmin edilir ve iki ortogonal kalıntı terimi üretilir. İkinci adımda her yatay kesit birimi için uzun dönem standart sapmasının yenilik standart sapmasına oranı tahmin edilir. Son adımda pooled t-istatistiği hesaplanır. Daha açık bir şekilde aşağıdaki gibi göstermek gerekirse;

ΔY_{it} ve ΔY_{it-1} ile ayrı ayrı regresyonlar bulunduktan sonra aşağıdaki kalıntılar elde edilir.

$\hat{e}_{it}= \Delta Y_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL}\, \Delta Y_{it-L}+\hat{\alpha}_{mi} d_{mt}$ (4.19)

$\hat{v}_{it-1}= Y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL}\, \Delta Y_{it-L}+\hat{\alpha}_{mi} d_{mt}$ (4.20)

Yatay kesitsel birimler arasındaki heterojenliği kontrol altına almak için $\hat{e}_{it}$ ve $\hat{v}_{it-1}$ kalıntıları her bir birim için tahmin edilmiş denklemlerin standart sapmalarına oranlanarak standardize edilir.

$$\tilde{e}_{it}=\frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}} \quad \text{ve} \quad \tilde{v}_{it}=\frac{\hat{v}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}} \tag{4.21}$$

Burada $\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}$, i=1,..,N kadar olan her bir ADF regresyonunun standart hatasıdır.

İkinci adımda ise, uzun ve kısa dönem standart sapmaları tahmin edilmektedir.

Birim kök olduğunu ileri süren sıfır hipotezi altında Model 1 için uzun dönem varyans aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\hat{\sigma}_{Y_i}^2=\frac{1}{T-1}\sum_{t=2}^{T}\Delta Y_{it}^2+2\sum_{L=1}^{\bar{K}}\Delta W_{\bar{K}L}\left[\frac{1}{T-1}\sum_{t=2+L}^{T}\Delta Y_{it}\ \Delta Y_{it-L}\right] \tag{4.22}$$

Model 2 için uzun dönem varyansı hesaplanırken yukarıdaki modelde ΔY_{it} yerine $\Delta Y_{it}-\overline{\Delta Y_{\iota t}}$ yazılır. Burada $\overline{\Delta Y_{\iota t}}$ i birimi için ΔY_{it}'nin ortalama değeridir.

$\tilde{K}$ Burada verilere bağlı gecikme uzunluğudur. Örneklem kovaryans ağırlığı $W_{\tilde{K}L}$ kernel seçimine bağlı olmaktadır.

Örneğin Bartlett kernel için $W_{\bar{K}L}$ = 1- $\frac{L}{\bar{K}-1}$ kullanılır. Her yatay kesit birimi i için uzun dönem standart sapmasının her bir birim için tahmin edilmiş denklemlerin kalıntılarının standart sapmasına oranı; $\hat{s}_i=\hat{\sigma}_{Y_i}\big/\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}$ ile tahmin edilir. Ortalama standart sapma oranı ise

$\hat{S}_N=\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}\hat{S}_i$ ile tahmin edilir.

Üçüncü adımda ise test istatistikleri hesaplanır. İlk önce tüm panel için aşağıdaki model tahmin edilir;

$$\tilde{e}_{it}=\rho\tilde{v}_{it-1}+\tilde{\varepsilon}_{it} \tag{4.23}$$

sonrasında $\rho=0$ hipotezini test etmek için t istattisitiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır;

$$t_{\hat{p}}=\frac{\hat{p}}{se(\hat{p})} \tag{4.24}$$

Burada $\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{it-1}\tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{T=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{it-1}^2}$ ve

$$se(\widehat{p}) = \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^2\left[\sum_{i=1}^{N}\sum_{T=2+p_i}^{T}\tilde{v}_{it-1}^2\right]^{-1/2} \quad (4.25)$$

$\hat{\sigma}_{\varepsilon} = \left[\frac{1}{N\tilde{T}}\sum_{i=1}^{N}\sum_{T=2+p_i}^{T}(\tilde{e}_{it} - \rho\tilde{v}_{it-1})^2\right]$ olarak hesaplanır. Temel hipotezi $H_0: \rho = 0$ hipotezine karşı alternatif hipotez $H_1 = \rho<0$ altında Model1'deki regresyonun t istatistiği standart normal dağılıma sahiptir. Fakat Model 2 ve Model 3'te bu değer negatif olarak sonsuza doğru gider. Düzeltilmiş t-istatistiği

$$t_{\rho}^{*} = \frac{t_p - N\tilde{T}S_N\tilde{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}}^{-2}se(\hat{\rho})\mu_{m\tilde{T}}^{*}}{\sigma_{m\tilde{T}}^{*}} \quad (4.26)$$

hesaplanır. Burada $\mu_{m\tilde{T}}^{*}$ ve $\sigma_{m\tilde{T}}^{*}$ sırasıyla, ortalama ve standart sapma düzeltme katsayılarıdır. Hesaplanan t istatistikleri tablo değerleriyle karşılaştırılır ve temel hipotez red edilirse serinin birim kök içermediğine ve serinin durağan olduğuna karar verilir.

LLC panel birim kök sınamasını, N'in 10'dan 250'ye kadar ve T'nin 25'ten 250'ye kadar olan değişimine göre uyarlamışlardır. LLC'ye göre standart panel birim kök sınamaları bu ayarlamayı yapmadıkları takdirde testlerin gücünün yeterli güçte olmayacağını ortaya koymuşlardır. Fakat çok büyük T olduğunda, her yatay kesite uygulanan bireysel birim kök sınaması yeterli güce sahiptir. Yapılmış olan Monte Carlo çalışmaları test istatistiğinin ampirik dağılımının küçük örneklemlerde bile, normal dağılıma uyduğu yönündedir. Aynı zamanda panel birim kök sınaması panel birim kök sınamsı her yatay kesit için ayrı ayrı uygulanan birim kök sınamalarına göre testin gücünü oldukça iyileştirmektedir (Baltagi, 2005, s. 241).

Test sürecinde birimler arasında korelasyon olmadığı varsayılmakta bu varsayım ise yatay kesit ortalamadan fark alınması süretiyle esnetilebilmektedir (Tatoğlu,2017, s.26).

4.10.2. Harris ve Tzavalis(HT) Panel Birim Kök Testi

Harris ve Tzavalis (1999) panel birim kök testi, T zaman serisi boyutu sabit ve N kesit serisi boyutu sonsuza gidiyorken korelasyonsuz hatalara sahip olan panel veri modelleri için geliştirilmiştir. Harris ve Tzavalis (1999) panel birim kök testi için üç farklı model oluşturularak durağanlık incelenmektedir.

Model 1: $Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + \mu_{it}$ (4.27)

Model 2: $Y_{it} = \alpha_{0i} + \rho_i Y_{it-1} + \mu_{it}$ (4.28)

Model 3: $Y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_i t + \rho_i Y_{it-1} + \mu_{it}$ (4.29)

i= 1,…,N ve t=1,…,T

Modeller için hipotezler,

H_0: ρ =1

H_a: ρ <1

tüm birimler için aynı otoregresif parametrenin geçerlidir. Bu kapsamda yer alan birinci model homojen paneli ve temel hipotez ρ =1 seride birim kökün varlığını ifade ederken alternatif hipotez ρ <1 serinin durağanlığını ifade etmektedir. ikinci model de temel hipotez heterojen ve sabitli panelde birim kökün varlığını, alternatif hipotez ise durağanlığı ifade etmektedir. Üçüncü model ise heterojen sabit ve birimlere özgü trend içermektedir.

Harris ve Tzavalis(1999) panel birim kök testi, normalleştirilmiş en küçük kareler tahmincilerinden yararlanarak katsayı istatistiklerinin bulunması üzerine temellenmiştir.

ρ =1 olarak oluşturulan sıfır hipotezinden hareketle otoregresif parametre ρ'nun en küçük kareler tahmincisi aşağıdakişekilde formüle edilir,

$$\hat{\rho}\text{-}1 = \left(\sum_{i=1}^{N} Y'_{i,-1} Q_T Y_{i,-1}\right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{N} Y'_{i,-1} Q_T u_i\right) \quad (4.30)$$

Tahminci içinde yer alan $Y'_{i,-1}$ ve u_i hata terimi vektörüdür. Q_T, üç farklı model için hesaplanan matrisi ifade eder. Tanımlanan üç farklı modele göre otoregresif parametre tahmincisi, birinci model için '' havuzlanmış en küçük kareler tahmincisi '', ikinci model ''kukla değişkenli en küçük kareler tahmincisi'' ve üçüncü model ise '' kukla değişkenli ve deterministik trendli en küçük kareler tahmincisi'' olarak ifade edilmektedir.

Harris ve Tzavalis (1999) panel birim kök testi ile farklı deterministik bileşenlerin varlığında tanımlanan üç model için T zaman boyutu sabit ve N birim boyutunun sonsuza yaklaştığı durumda ρ istattistiğinin asimptotik normal değerleri türetilebilmektedir.

$\sqrt{N}$ ($\hat{\rho}$-1-B_m)$\Longrightarrow$N(0,C_m)

Burada yer alan B_m ve C_m değerleri tanımlanan üç farklı model için aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

B_1=0, C_1=2/T(T-1)

B_2= -3/(T+1) , C_2= $3(17T^2 - 20T + 17)/5(T-1)(T+1)^3$

B_3= -7.5/(T+2), C_3= $15(193T^2 - 728T + 1147)/112(T-2)(T+2)^3$

LLC panel birim kök testine benzer olarak, HT testinde de veri setinin dengeli panel olması gerekmektedir ayrıca LLC panel birim kök testinden farklı olarak HT testi, zaman boyutunun sonlu olduğunu, N'in sonsuza gittiğini varsaymaktadır (Tatoğlu, 2017, s. 32).

4.10.3. Breitung (2000) Panel Birim Kök Testi

Levin ve Lin (1993) ve Im, Pesaran ve Shin (1997), panel birim kök sınamaları N/T$\longrightarrow 0$ için N$\longrightarrow \infty$ olmasını gerektirir. Yani, N'in T'ye göre küçük olması gerekmektedir. IPS (1997) 'ın yaptığı simülasyon çalışmaları neticesinde hem Levin ve Lin hem de IPS panel birim kök testlerinin N'in T'den büyük olması halinde örneklem

boyutu çarpıklığı meydana geldiği ortaya konulmaktadır. Breitung (2000) çalışmasında Levin ve Lin ve IPS panel birim kök testlerinin yerel güçlerinin ardışık alternatiflerine karşılık çalışmalar yapmıştır. Bulduğu sonuca göre Levin ve Lin ve IPS sınamalarının birim trend içermesi durumunda testlerin güçleri dikkat çekecek düzeyde düşmektedir. Breitung (2000), Monte Carlo deneyleri sonucunda Levin ve Lin ve IPS panel birim kök testlerine göre daha güçlü ve sapma ayarlamsını dikkate almayan yeni bir panel birim kök sınaması geliştirmiştir (Breitung, 2000).

Breitung (2000), LLC ve HT panel birim kök testlerinden farklı bir yaklaşımla, standart t istatistiklerinin kullanılabilmesi için regresyon tahmin edilmeden önce, veri dönüştürmektedir. Aşağıdaki regresyon modelinden yararlanarak durağanlığın sınamasını yapmaktadır.

$$Y_{it} = \mu_{it} + \beta_i t + X_{it} \qquad t=1,\ldots,T \tag{4.31}$$

(4.20) eşitliğinde yer alan X_{it}, otoregresif bir sürece sahiptir ve aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır;

$$X_{it} = \sum_{k=1}^{p+1} \alpha_{ik} X_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \tag{4.32}$$

Testte, sürecin sıfır hipotezi altında fark durağan, altenatif hipotez altında ise trend durağan olduğu varsayılır ($\rho_i < 0$).

$$H_0: \ \rho_i = \sum_{k=1}^{p+1} \alpha_{ik} - 1 = 0 \qquad i = 1, \ldots, N$$

Breitung (2000), iki adımda gerçekleştirilir. İlk adımda, ΔY_{it} ve $\Delta Y_{i,t-1}$'in $\Delta Y_{i,t-1}, \ldots \Delta Y_{i,t-1}$, gecikmiş farklarla tahmin edildiği determinstik trendsiz regresyon modellenin hata terimleri elde edilir ve elde edilen artıklar standartlaştırılır:

$$\tilde{u}_{it} = u_{it}/\sigma_i \qquad ; \qquad \tilde{w}_{it} = w_{it}/\sigma_i$$

Artıklar standartlaştıktan sonra, aşağıdaki model tahmini yapılır;

$$\tilde{u}_{it} = \rho(\tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{i0}) + \beta t + v_{it} \quad (4.33)$$

Tanımdan sonra $\rho = 0$ için test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$\lambda = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{i0})\tilde{u}_{it}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(\tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{i0})^2}} \quad (4.34)$$

Burada T ve N sonsuza giderken asimptotik olarak normal dağılmaktadır.

4.10.4. Hadri(2000) Panel Birim Kök Testi

Hadri (2000) panel birim kök sınamasında, sıfır hipotezi paneldeki herhangi bir birimde birim kök olmadığı buna karşın alternatif hipotezi panelde birim kök olduğunu ileri süren ve kalıntılardan hesaplanan Lagrange Çarpanları (LM) testini ortaya koymuştur. Hadri(2000), panel birim kök sınaması temelde Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen ve KPSS olarak adlandırılan testin, birimler ve zaman boyunca hata terimi $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_{\varepsilon}^2)$ dağılımını gösterecek biçimde geliştirilmiş şeklidir.

Hadri panel birim kök testi de dengeli panel olma zorunluluğu vardır, diğer panel birim kök testlerinden farklı olarak, temel ve alternatif hipotez yer değiştirmiştir bu bağlamda, Hadri panel birim kök testinde temel hipotez '' doğrusal trend etrafında birimler durağandır''seçeneğine karşılık alternatif hipotez ''trend'' şeklinde olacaktır. Ayrıca Hadri panel birim kök testi, T ve N sonsuza gittiği durumlarda asimptotik olarak geçerlidir. Hadri, T'nin büyük N'in orta olduğu durumlarda testin kullanılabilir olduğunu belirtmiştir (Tatoğlu, 2017, s.36.)

Durağan olmayan alternatife karşı durağan olan sıfır hipotezini test eden Hadri (2000) panel birim kök sınaması, aşağıdaki iki modeli analiz etmektedir

$$Y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} \quad (4.35)$$

$$Y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \qquad t=1,\ldots,T \qquad i=1,\ldots,N \quad (4.36)$$

Modellerde yer alan r_{it}, rassal yürüyüş sürecine sahip otoregresif bir süreçtir.

$$r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it} \quad (4.37)$$

u_{it}, sıfır ortalama ve σ_u^2 varyansal normal dağılmaktadır rassal yürüyüşe sahip r_{it} ile ilişkisizdir.

$r_{it}= r_{i0}+ \sum_{t=1}^{t} u_{it}$ olarak da gösterilebilir. Denklemde yer alan hata terimi için,

$e_{it} = \sum_{t=1}^{t} u_{it}+ \quad \varepsilon_{it}$ tanımlaması yapılırsa, modeller aşağıdaki gibi dönüştürülebilir.

$$Y_{it} = r_{it} + \beta_i t + e_{it} \tag{4.38}$$

$$Y_{it} = r_{it} + e_{it} \tag{4.39}$$

Hadri(2000) panel birim kök sınamasında, $\sigma_u^2 = 0$ değerini alırsa e_{it}'nin durağan ve $\sigma_u^2 \neq 0$ ise e_{it}'nin durağan olmadığını söyleyecektir. Hadri(2000) panel birim kök test için hipotez testleri;

$H_0: \lambda = 0$

$H_a: \lambda > 0$

şeklinde oluşturulur ve $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2}$ şeklinde hata varyansları hesaplanır.

Hadri (2000) panel birim kök testi için,

$L\widehat{M}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} S_{it}^2}{\widehat{\sigma}_{\varepsilon,i}^2}\right)$, olarak formülen LM test istatistiği kullanılır ve Hadri(2000) panel birim kök testi için kullanılan test istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılım gösteren (N(0,1)) $Z=\frac{\sqrt{N}(L\widehat{M}-\xi)}{\zeta}$ ile hesaplanmaktadır.

4.10.5. Im, Pesaran ve Shin Panel Birim Kök Testi

Im, Pesaran ve Shin (1997) testi, farklı birim kök istatistiklerinin ortalaması üzerine temellenmekte ve otoregresif paremetre δ' nun birimden birime değiştiğini varsaymaktadır.

Levin, Lin ve Chu panel birim kök testi yatay kesit birimlerinin otoregresif katsayısının homojen olması sınırlaması bulunurken Im,Pesaran ve Shin panel birim kök testi katsayıları heterejon olmasına izin vermektedir(Gül ve Kamacı, 2012).

Test için en basit model,

$$\Delta Y_{it} = (\rho_i - 1\ )Y_{i,t-1} + u_{it} \tag{4.40}$$

$$\Delta Y_{it} = \delta_i Y_{i,t-1} + u_{it} \tag{4.41}$$

olarak tanımlanmaktadır. Levin, Lin ve Chu panel birim kök testini hipotezleri:

H_0: $\delta_i = 0$, bütün i birim için panel birim kök vardır

H_a: $\delta_i < 0$, en az biri durağandır

biçiminde kurulur. Im, Pesaran ve Shin(1997) panel birim kök testinde N ve T sonsuza giderken test istatistiği;

t_{ips}= $\frac{\sqrt{N}\left(\bar{t}-\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E\left[{}^{t_{iT}}/_{\delta_i}=0\right]\right)}{\sqrt{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} Var\left[{}^{t_{iT}}/_{\delta_i}\right]}} \sim N(0,1)$ ile hesaplanmaktadır. Standart normal dağılım Z istatistiğinin hesaplanması için t bar istatistiğinin hesaplanması gerekmektedir buna göre,

$t_{bar} = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} t_{iT}$ olarak hesaplanır vestandart normal dağılan $\bar{Z}_{bar}$ test istatistiği ise,

$\bar{Z}_{bar} = \frac{\sqrt{N}[\bar{t}_{NT} - E(\bar{t}_{bar})]}{\sqrt{var(\bar{t}_{bar})}}$ biçiminde hesaplanmaktadır.

IPS panel birim kök testinin kullanılması için panelin dengeli olması gerekmemektedir, fakat birimlere ait zamanlarda boşluklar olmamalıdır, ayrıca IPS panel birim kök testi, T ve N sonsuza gittiği durumda asiptotik olarak geçerlidir (Tatoğlu, 2017, s.42).

4.10.6. Maddala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Testi

Test, Fisher (1932) çalışmasına dayandırılarak oluşturulduğu için litaratürde Fisher ADF testi olarak da bilinen Maddala ve Wu (1999) panel birim kök testi, her kesit birim için uygulanan ADF birim kök testi istatistiklerinin p oalsılık değerinden yararlanılarak hesaplanan bir testtir.

Maddala ve Wu(1999) panel birim kök testi için aşağıdaki iki model tahmin edilmiştir.

Yığılımlı model:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \delta Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} y_{i,j} \Delta Y_{i,t-j} + v_{it} \quad (4.42)$$

Deterministik model:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \mu_i t + \delta Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p} y_{i,j} \Delta Y_{i,t-j} + v_{it} \quad (4.43)$$

Test için hipotezler aşağıdaki gibidir,

H_0: $\delta_i = 0$, panel birim kök vardır

H_a: $\delta_i < 0$, panel birim kök yoktur

Maddala ve Wu(1999) panel birim kök test istatistiği, ADF birim kök istatistiklerinin p olasılık değerlerinden faydalanılarak aşağıdaki şekilde hesaplannmaktadır,

$$\pi = -2 \sum_{i=1}^{N} Inp_i \quad (4.44)$$

Fisher ADF panel birim kök testi T ve N sonsuza giderken 2N serbestlik derecelik ki- kare (χ^2)dağılımına sahiptir.

Fisher testlerinde, veri setinin dengeli panel olması şartı bulunmamakta ve her birime ait zaman serilerinde boşluklar olmasına izin verilmektedir bu özelliğle Fisher testi diğer testlere göre daha esnek bir yapıdadır (Tatoğlu, 2017).

4.11. İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

İkinci nesil panel birim kök testleri, kesit birimleri arasındaki korelasyon olması durumunda ortaya çıkabilecek sonlu örnek özelliklerindeki sapmayı gidermek amacıyla geliştirilen ve birimler arası korelasyonu dikkate alan testlerdir.

Bu panel birim kök testleri, birimler arası kesitsel bağlılığı dikkate alarak durağanlığı incelemelerinden dolayı öncelikle panel birim kök analizine geçmeden önce kesit birimleri arasında bağlılığın olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir.

4.12. Birimler Arası Yatay Kesit Bağımlılığı

Birimler arası yatay kesit bağımlılığı tespit etmek için faydalanılan testlerden birisi, Pesaran (2004) CD testidir.

Pesaran (2004) çalışmasında küçük T ve büyük N için yatar kesit bağımlılık testini önermiştir(Pesaranve Hashem, 2004). Bu test önerisinde, Breush Pagan LM test istatistiği gibi paneldeki birim regresyonlarından elde edilen kalıntıların ikili korelasyonlarının karesini kullanmak yerine ortalamasını temel almaktadır (Nargeleçekenler, 2009, s.52).

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \mu_i t + \delta Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_i \Delta Y_{i,t-j} + \theta_i \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p_i} \vartheta_{ij} \Delta \bar{Y}_{i,t-j} + u_{it} \qquad (4.45)$$

t=1,…,T i= 1,…,N

olarak tanımlanan regresyon modelinden tahmin edilen artıklar kullanılarak bulunan basit korelasyon katsayılarının sıfıra eşit olup olmadığı incelenmektedir.

Yatay kesit birimleri arasında korelasyon olup almadığını incelemek amacıyla aşağıdaki hipotezler kurulur;

$H_{o:}\rho_{ij} = cor(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad i \neq j$ Birimler arası korelasyon yoktur

$H_{a:}\rho_{ij} = cor(u_{it}, u_{jt}) \neq 0 \quad i \neq j$ Birimler arası korelasyon vardır

N ve T sonsuza giderken test istatistiği ise,

$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} (\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{i=1}^{N} (T\hat{p}_i^2 - 1))$ olarak hesaplanmaktadır, eğer ki N ve T büyük veya N büyük fakat T küçük ise bu durumda ise,

CD= $\sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{J=i+1}^{N}\hat{p}_{ij}\right)$ olarak formüle edilmektedir.

4.13. Pesaran(2003,2007) Panel Birim Kök Testi

Pesaran (2003,2007)[14] panel birim kök testi, kesitsel bağımlılık durumunda geçerli olan heterojen faktör yükleritle tanımlanmış tek faktör modelini önermektedir,

$$Y_{it} = (1-\rho_i)\mu_i + \rho_i Y_{i,t-1} + u_{it} \tag{4.46}$$

$$u_{it} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \tag{4.47}$$

Modelde f_t, gözlenemeyen genel etkiler ve ε_{it}, birime özel hatalardır.

Test için hipotezler,

Temel Hipotez

H_0: $\delta_i = 0$ bütün i kesit birim için

olarak oluşturulurken, alternatif hipotezler,

H_a: $\delta_i < 0 \quad i = 1, \dots, N_1$

H_a: $\delta_i = 0 \quad i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ olarak ifade edilir.

Pesaran (2003,2007) panel birim kök testi, ele alınan model ve test istatistikleri için artık terimlerinin serisel olarak korelasyonlu olup olmadığına göre tanımlanmıştır. Artıklar korelasyona sahip değil ise kesitsel bağlılığın giderildiği dönüştürülmüş aşağıdaki CADF (kesitsel bağlılık durumunda genişletilmiş DF testi) modeli oluşturulur;

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \delta_i Y_{i,t-1} + c_i \bar{Y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{Y}_t + e_{i,t} \tag{4.48}$$

(4.47) regresyon modelinde yer alan $\bar{Y}_{t-1}$, serilerin gecikmiş değerlerinin ortalaması ve $\Delta\bar{Y}_t$, farkı alınmış serilerin ortalamasıdır.

[14] Pesaran, H.M.(2007), A Simple Panel Unit Root Test In The Presence of Cross-Section Dependence, J. Appl. Econ. 22: 265–312 (2007), Wiley InterScience

t istatistiği hesaplanırken $\hat{\sigma}_i$ olarak hesaplanan standart sapma yerine $\tilde{\sigma}_i$ olarak ifade edilen standart sapma'nın kullanılmasıyla,

$$t_i^*(N,T) = \frac{\sqrt{T-3}\left(\Delta Y_i' \bar{M}_W Y_{i,t-1}\right)}{\left(\Delta Y_i' \bar{M}_W \Delta Y_i\right)^{1/2}\left(Y_{i,t-1}' \bar{M}_W Y_{i,t-1}\right)^{1/2}} \quad \text{olarak dönüştürülür.} \tag{4.49}$$

CADF modeli, T zaman serisi boyutunun küçük olduğu durumda örnekten kaynaklanabilecek sorunları gidermek için CADF^* olarak ifade edilen istatistiğin kullanılmasını önermektedir.

$$t_i^*(N,T) = \begin{cases} K_1, & t_i(N,T) < K_1 \ \ ise, \\ t_i(N,T), & K_1 < (N,T) < K_2 \ ise, \\ K_{2,} & t_i(N,T) > K_2 \quad ise, \end{cases} \tag{4.50}$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada K_1 ve K_2 çeşitli simülasyonlarla elde edilmiş değerlerdir.

CIPS ve CIPS^* test istatistikleri, Im, Pesaran ve Shin(1997) testine benzer olarak CADF ve CADF^* istatistiklerinin ortalaması üzerine temellenir ve aşağıdaki şekilde formüle edilir.

$$\text{CIPS}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \tag{4.51}$$

$$\text{CIP}S^* = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_i^*(N,T) \tag{4.52}$$

Bireysel t testlerinin p- değerleri kullanılarak, Maddala Wu (1999) ve Choi (2001) P ve Z istatistikleri yardımıyla tüm panel için test istattistiği elde edilmektedir. P(ters χ^2) test istatistiği,

$$\text{P(N,T)= -2ln}(p_{iT}) \text{ ve} \tag{4.53}$$

Z(ters normal) test istatistiği

Z(N, T)= $\frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N}\Phi^{-1}(p_{iT})$ şeklinde hesaplanmaktadır (Tatoğlu, 2017, s.86).

Pesaran (2003,2007)'e göre artıklar korelasyonlu ise, $\delta = 0$ hipotezi altında model olarak aşağıdaki genişletilmiş otoregresif model kullanılır:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \delta_i Y_{i,i-1} + \theta_i \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p} \delta_{ij} \Delta \bar{Y}_{t-j} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + e_{it} \quad (4.54)$$

CADF ve CIPS testleri yatay kesit bağımlılığı altında tek bir ortak faktörlü birim kök testleri olarak tasarlanmıştır. Ama CIPS testi CADF testine göre daha güçlü özelliklere sahip olduğundan CIPS testi seçilmelidir (Barbieri, 2006, ss. 27-28).

4.14. Dördüncü Bölümün Genel Olarak Değerlendirilmesi

Panel veriler ile çalışılırken serilerin durağanlığını sınamak için kullanılan birim kök testleri birimler arasında korelasyona izin vermeyen ve izin verenler olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Bahsi geçen bu testler, sırasıyla birinci nesil ve ikinci nesil birim kök testleri olarak ifade edilirler.

Birinci nesil birim kök testlerinden HT panel birim kök testi, diğer testlerden farklı olarak, T küçük iken tutarlı sonuçlar verebilmektedir. Breitung panel birim kök testi, birim etkilerin ve trendin varlığında LLC, HT ve IPS panel birim kök testlerinden daha güçlüdür. Uygun teste karar vermeden önce birimler arasında korelasyonun varlığı test edilemeli ve sonuca uygun olarak birinci ya da ikinci nesil birim kök testleri arasında seçim yapılmalıdır (Tatoğlu, 2017, s.34).

BEŞİNCİ BÖLÜM

BİRİM KÖK TESTLERİNİN MAKRO EKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNE UYGULAMALARI

Yapılan çalışmanın uygulama kısmında, Türkiye'ye ait bazı makroekonomik zaman serileri ele alınmıştır ve bu serilerin yapısal değişiklik altında durağanlığı ve ardında panel verilerle durağanlığının sınanması amaçlanmıştır. Bu amaçla, serilerin birim kök süreci içerip içermedikleri ve serilerin trend fonksiyonunda meydana gelen yapısal kırılmaların birim kök süreci üzerinde etkileri incelenmiş, bu durumun panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini ortaya koymak için panel birim kök testleri uygulanmıştır. Bu bağlamda, incelenen seriler yıllık frekansda; GSMH, M3(geniş para arzı), Enflasyon serileri 1960-2017 dönemleri içinde, Tüketim, Kamu Harcamaları, Faiz Oranı, TEFE, İthalat, İhracat serileri 1987- 2017 dönemlerinde ve Reel Döviz Kuru serisi ise 1990-2018 dönemi içerisinde analiz edilmiştir. Panel verilerle analiz aşamasında ise tüm serileri 1990- 2017 dönemleri için ele alınmıştır. Veriler dünya bankasının sisteminden alınmıştır. İncelenen veriler sabit fiyatlarla dikkate alınmıştır.

Çalışmanın uygulama çerçevesinde incelen seriler öncelikle yapısal kırılmayı dikkate almayan ADF, PP ve KPSS birim kök testleriyle analiz edilmiştir. Aynı veri seti sonrasında yapısal kırılmalı birim kök testleri olan Zivot ve Andrews (1992), Perron (1997) tarafından geliştirilen test yöntemleri; serinin trend fonksiyonunda birden fazla yapısal kırılmanın test edilmesi aşamasında ise, Lee ve Strazicich (2003) ve çoklu yapısal kırılma testlerinden Bai- Perron (1998, 2000, 2003) testleri uygulanmış ardından uygulamanın panel veri analizinde, birim kök sürecinin tespiti için yatay kesitsel bağımsızlığı varsayımı altında birinci nesil biri kök testlerini öneren, Levin, Lin v Chu (2002), Breitung (2000), Harris ve Tzavalis, Hadri (2000), Im, Pesaran and Shin (2003), Fisher tipi panel birim kök testleri ve yatay kesitsel bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran (2003,2007) testlerinin uygulamasına yer verilmiştir. Uygulamada kullanılan testler için, Stata ve Eviews paket programları kullanılmıştır.

5.1. Yapısal Kırılmasız Birim Kök Testi Sonuçları

Seriler ele alınan dönem içerisinde öncelikle standart birim kök testleri ile analiz edildi. Bu bağlamda birim kök varlığının sınanamasında uygulamalarda yaygın olarak kullanılan ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinin uygulamasına yer verilmiştir:

Ele alınan makro ekonomik değişkenlere ait test sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1 ADF, PP ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları

	ADF		PP		KPSS
DEĞİŞKEN	Test*	Olasılık**	Test	Olasılık	LM***
GSMIH	-0.24118(0)	0.9265	-0.23993(2)	0.9267	0.9407
ENFLASYON	-1.84461(0)	0.3556	-1.79159(4)	0.3810	0.2103
TEFE	-1.22273(0)	0.6501	-1.341836(2)	0.5957	0.2176
TÜKETİM	0.63741(0)	0.9884	1.79789(8)	0.9996	0.7293
KAMU HARCAMALARI	1.15375(0)	0.9970	2.50757(6)	1.0000	0.7308
DÖVİZ KURU	2.64067(0)	1.0000	5.73178(7)	1.0000	0.6654
FAİZ	-0.44019(1)	0.8891	-1.00925(4)	0.7370	0.5017
M3	-0.80443(1)	0.8100	-0.76497(14)	0.8212	0.9059
İTHALAT	-2.34046(6)	0.1683	-1.11457(2)	0.6968	0.7182
İHRACAT	-1.25743(0)	0.6358	-2.00040(10)	0.2851	0.7179

*Parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir. Gecikme uzunluğu seçiminde ADF için SIC bilgi kriteri kullanılmıştır. 0.05'in üzerindeki değerler birim kökün varlığını ifede eden boş hipotezin reddedilemeyeceğini gösterir. ** PP testinde Newey- West bilgi kriteri kullanılmıştır. *** KPSS testi sabit ve trendli model için %1, %5 ve %10 güven düzeyinde kritik değerler sırasıyla 0.216, 0.146, ve 0.119'dur.(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(1992, Table 1)). (Lag Length Selection Criteria: Newey-West Bandwidth)

ADF ve PP testlerinde sıfır hipotezi serilerin birim kök içerdiklerini yani, durağan olmadıklarını ve alternatif hipotez ise serilerde durağanlığı (birim kök içermediklerini) ifade etmektedir. KPSS testinde ise, sıfır hipotezi durağanlığı ifade ederken, alternatif hipotez ise birim kökün varlığını yani serinin durağan olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 1'de yer alan sonuçlar %5 anlamlılık düzeyinde değerlendirilmiştir ve buna göre elde edilen sonuçlar, tüm serilerin seviyede durağan olmadığını yani birim kök içerdiklerini göstermektedir.

Tablo 2. Birinci Farkı Alınmış Seriler İçin Birim Kök Test Sonuçları

	ADF		PP		KPSS
DEĞİŞKEN	Test*	Olasılık**	Test	Olasılık	LM***
D(GSMIH)	-7.33838(0)	0.0000	-7.33871(2)	0.0000	0.0651
D(ENFLASYON)	-8.12008(0)	0.0000	-8.39952(9)	0.0000	0.0918
D(TEFE)	-5.16438(0)	0.0015	-5.16438(0)	0.0015	0.1231
D(TÜKETİM)	-5.76031(0)	0.0003	-7.34851(8)	0.0000	0.1326
D(KAMU HARCAMALARI)	-6.28132(0)	0.0001	-7.63926(5)	0.0000	0.1004
D(DÖVİZ KURU)	-4.95694(0)	0.0024	-4.95694(0)	0.0024	**0.1758**
D(FAİZ)	-7.82921(0)	0.0000	-7.51439(3)	0.0000	**0.1595**
D(M3)	-9.69876(0)	0.0000	-13.477(15)	0.0000	**0.2146**
D(İTHALAT)	-4.78562(5)	0.0043	-13.5384(6)	0.0000	0.0537
D(İHRACAT)	-5.59415(0)	0.0005	-5.62032(4)	0.0004	**0.1527**

*Parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir. Gecikme uzunluğu seçiminde ADF için SIC bilgi kriteri kullanılmıştır. 0.05'in üzerindeki değerler birim kökün varlığını ifede eden boş hipotezin reddedilemeyeceğini gösterir. ** PP testinde Newey- West bilgi kriteri kullanılmıştır. *** KPSS testi sabit ve trendli model için %1, %5 ve %10 güven düzeyinde kritik değerler sırasıyla 0.216, 0.146, ve 0.119'dur.(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(1992, Table 1)). (Lag Length Selection Criteria: Newey-West Bandwidth).

Serilerin birden fazla birim kök içerip içermediklerinin belirlenmesi amacıyla, veri setindeki değişkenlerin birinci farkları alındıktan sonra birim kök testleri tekrar uygulanmıştır. ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre genel olarak tüm seriler birinci farkları alındıktan sonra, durağan hale gelmiştir. Ancak, KPSS birim kök testinin sonuçları incelendiğinde, döviz kuru, faiz, M3 ve ihracat serileri için, seride birden fazla birim kök olduğunu ifade eden hipotezin reddedilemeyeceği anlaşılmaktadır.

Diğer tüm seriler için, her üç test istatistiği de birbiri ile tutarlı sonuçlar vermiştir. Buna göre, analiz edilen seriler birinci farkları alındıktan sonra durağan hale gelmiştir. Bunun sonucunda, bu seriler birim kök süreci ile karakterize edilen fark durağan seriler olarak ifade edilebilir.

Yapısal kırılmanın olması serilerin durağan-dışılık hipotezini red edememesine (veya tersi şeklinde kurulmuş hipotezlerde red edilmesine) neden olmaktadır. Uygulamada kullanılan seriler genel olarak, dönem itibariyle Türkiye'deki 1994, 2001, 2008 gibi önemli ekonomik ve finansal krizlerin yaşandığı dönemleri kapsamaktadır. Bu bağlamda bu etkiler serilerde yapısal kırılmaya sebep olabilmektedir. Bu nedenle yapısal kırılmasız birim kök testleri yanında, yapısal kırılmalı birim kök testlerininde uygulanması önemlidir. İzleyen başlıklar altında verilen sonuçlarla bu yapısal kırılmanın etkileri incelenmesi amaçlanmıştır.

5.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

5.2.1. Perron(1997) Birim Kök Testi Sonuçları

Perron(1997) birim kök testi, kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği, önsel bilgiye sahip olunmadığı varsayımı üzerine kurulmuştur. Perron (1997) yapısal kırılmayı modele katan üç farklı model geliştirmiştir. Bunlardan ilki Model A trend fonksiyonunun sabit teriminde bir değişikliği, Model B eğimde bir değişikliği dikkate almaktadır. Model C ise, hem sabitte hem de eğimde bir değişikliği dikkate almaktadır. Üç model içinde temel hipotez, süreç bir kırılma ile bir birim köke sahiptir. Alternatif hipotez kırılan bir trend ile durağan süreçtir.

Tablo 3. Perron (1997) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	Model	Kırılma Noktası (TB)	Minimum t-istatistiği
GSMIH	A	2002	-4.678068(3)
	B	2013	-2.723807(4)
	C	2012	-2.473454(0)
ENFLASYON	A	2002	-4.232387(0)
	B	1999	-4.169738(0)
	C	1994	-3.568586(0)
TEFE	A	2014	-2.590944(0)
	B	2004	-3.343770(0)
	C	2011	-3.162171(0)
TÜKETİM	A	2000	-3.907042(0)
	B	2000	-4.947928(0)
	C	2005	-3.710291(0)
KAMU HARCAMALARI	A	1993	4.202783(0)
	B	2005	-4.504733(0)
	C	2005	-4.384542(0)
DÖVİZ KURU	A	1998	-2.157312(0)
	B	2007	-2.867355(0)
	C	2009	-2.805953(0)
FAİZ	A	2002	-4.678068(3)
	B	2013	-2.723807(4)
	C	2012	-2.473454(3)
M3	A	**1977**	**-4.975545(0)**
	B	1975	-5.279471(0)
	C	1993	-4.282928(0)
İTHALAT	A	2008	-3.851373(0)
	B	2008	-4.563622(0)
	C	2007	-4.829961(0)
İHRACAT	A	1995	-4.574229(0)
	B	1995	-4.438070(0)
	C	2002	-3.228776(0)

Not: Parantez içindeki değerler AIC kriteri ile seçilen gecikme uzunluğunu göstermektedir. Modeller için kritik değerler;
Model A 4,83 ; Model B -5,59; Model C -5.23

Perron (1997)'in , üç modeline ait birim kök testleri sonuçları Tablo 3'de minimum t- istatistiğne göre yapısal kırılma noktaları ile birlikte verilmiştir. Buna göre, hesaplanan test istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde ilgili kritik değerden mutlak değerce büyükse; ilgili değişkenin durağan olmadığı (birim köklü olduğu) temel hipotez reddedilerek, serinin trend fonksiyonunda bir kırılma ile trend durağan olduğu sonucuna varılır.

Test sonuçları değerlendirildiğinde, sadece M3 zaman serisi Model A ile 1977 dönemi için, yapısal kırılmalı durağandır. Ancak diğer tüm serilerde temel hipotez kabul edilerek, analiz dönemi içinde durağan olmadıkları, birim kök içerdikleri gözlenmektedir. Bu bağlamda, Perron (1997) birim kök testi neticesinde, değişkenlerdeki yapısal kırılmaların dikkate alınması ile ADF, PP birim kök testi sonuçlarını değiştirmemiştir.

5.2.2. Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi, kırılma zamanının önsel olarak bilinmediği, içsel olarak belirlendiği varsayımını kullanmaktadır. ZA, yapısal kırılmaları dikkate alan üç farklı model geliştirmiştir. Bunlardan ilki, Model A trend fonksiyonunun sabitinde, Model B trend fonksiyonunun eğiminde ve Model C ise trend fonksiyonunun hem eğiminde hem de sabitinde bir değişime izin vermektedir. Model C, Model B'deki eğim değişikliğini dikkate aldığı için Model B'yi ayrıca incelemeye gerek olmayıp, uygulamalarda daha çok Model A ve Model C kullanılmaktadır.

Tablo 4. Zivot- Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	Model	Kırılma Noktası TB	Minimum t-istatistiği
GSMIH	A	1994	-3.147523(0)
	C	1999	-3.636044(0)
ENFLASYON	A	2002	-4.023071(0)
	C	1999	-4.214165(0)
TEFE	A	2003	-2.630254(0)
	C	2003	-3.180302(0)
TÜKETİM	A	1999	-3.798808(0)
	C	2001	-5.013946(0)
KAMU HARCAMALARI	A	2012	-1.314949(0)
	C	2003	-2.559992(0)
DÖVİZ KURU	A	2011	-2.124341(0)
	C	2009	-2.890988(0)
FAİZ	**A**	**2003**	**-4.810488(3)**
	C	2013	-2.799000(3)
M3	**A**	**1978**	**-5.001564(0)**
	C	**1974**	**-5.186246(0)**
İTHALAT	A	2009	-3.990162(0)
	C	2004	-4.677901(0)
İHRACAT	A	1996	-4.417939(0)
	C	1996	-4.441672(0)

Not: Parantez içindeki değerler gecikme uzunluğunu göstermektedir. Model için kritik değerler:
Model A: -4,80 Model C: -5,08

ZA yapısal kırılmalı birim kök testinde, kırılma noktası TB'de temel hipotezin testi için, t- istatistiği minimum değere sahiptir. Eğer t- istatistiği Zivot ve Andrews'in kritik değerinden mutlak değerce daha büyükse, ilgili değişkenin durağan olmadığı yani, birim köklü olduğu temel hipotezi reddedilirken, serinin trend fonksiyonunda bir kırılmalı ile trend durağan olduğu sonucuna ulaşılır. Tablo 4'deki ZA testi sonuçları %5 kritik tablo değerleriyle karşılaştırıldığında, M3 serisi model A ve model C için sırasıyla, 1978 ve 1974 yıllarında meydana gelen kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotez kabul edilir, dolayısıyla yapısal kırılma olmadan seride birim kökün varlığını gösteren temel hipotezi reddedilmiştir. Ayrıca faiz serisi model A için incelendiğinde 2003 yılında meydana gelen kırılmayla durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmektedir.

Diğer tüm değişkenler için her iki modelde de, yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını gösteren temel hipotez reddedilememektedir. Bu nedenle ZA birim kök testinde elde edilen sonuçların serilerdeki yapısal kırılmaların, yapısal kırılmayı dikkate

almayan ADF, PP birim kök testi sonuçlarını önemli ölçüde etkilemediği tüm serilerin ADF, PP testinde olduğu gibi birim köklü olduğu gözlenmektedir.

5.2.3. Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları

Perron (1989) yapısal kırılma noktasının bilindiği varsayımı altında geliştirdiği ADF birim kök testi ile serinin bir birim köke sahip olup olmadığını araştırmıştır. Yapısal kırılmanın önceden bilindiği varsayımını eleştiren Zivot ve Andrews (1992), yapısal kırılma noktasının içsel olarak tahminine dayanan ilk yapısal kırılmalı birim kök sınamasını geliştirmiştir. Bunu takip eden çalışmalarda, iki ve daha fazla yapısal kırılmaya olanak veren birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu testlerden biri Lee ve Strazicich (2003)'in iki yapısal kırılmalı birim kök testidir.

İki yapısal kırılmalı LS birim kök testi, temel hipotezin kurulması açısından ZA yapısal kırılmalı birim kök testine göre farklılık göstermektedir, buna göre; Lee-Strazicich'in birim kök testine göre alternatif hipotez yapısal kırılmalı durağan iken, temel hipotez yapısal kırılmalı birim kök olması gerektiğini ifade etmişlerdir ve bunun sonucu olarak da temel hipotezin reddedilmesinin birim kökün reddedilmesini değil, yapısal kırılma olmayan birim kökün reddi olduğunu belirtmişlerdir. Buna göre test sonuçları yorumlanırken dikkat edilmesi gerekmektedir.

Aşağıdaki Tablo 5'de Lee- Strazicich'in hem düzeyde hem de eğimde iki kırılmaya izin veren model CC tahmin edilmiştir.

Tablo 5. Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	Model	Kırılma Tarihi	Minimum t-istatistiği	%5 Kritik Değerler
GSMIH	CC	1970 1999	-5.8552 (3)	-6.1850
ENFLASYON	CC	1979 1994	-5.3615 (8)	-6.1750
TEFE	**CC**	**2000** **2008**	**-7.0688 (3)**	**-6.3120**
TÜKETİM	**CC**	**1999** **2013**	**-6.3813(3)**	**-5.9170**
KAMU HARCAMALARI	CC	2012	-4.6979(7)	-6.1850
DÖVİZ KURU	**CC**	**2002** **2008**	**-8.0755(5)**	**-6.3120**
FAİZ	CC	1999 2003	-5.2950(1)	-6.1080
M3	CC	1976 1997	-5.9879(5)	-6.1850
İTHALAT	**CC**	**2004** **2010**	**-7.9333(8)**	**-6.4460**
İHRACAT	CC	1999 2004	-4.7000(6)	-6.3120

Tablo 5'deki LS birim kök testi sonuçları %5 anlamlılık düzeyinde değerlendirilmiştir. Hesaplanan minimum t- istatistiği, kritik tablo değerinden mutlak değer olarak büyükse, kırılma noktalarında (TB) meydana gelen kırılmalar ile serinin durağan olduğu hipotezi kabul edilir yani, seride yapısal kırılma olmadan seride birim kökün varlığını ifade eden boş hipotez reddedilmiş olmaktadır. Tablo 5 incelendiğinde, iki yapısal kırılmalı birim kök sınama sonuçlarının, Tefe, tüketim, döviz kuru ve ithalat serilerinin düzey ve eğimdeki iki yapısal kırılma ile durağan olduğunu göstermektedir. GSMH, enflasyon, kamu harcamaları, faiz, M3 ve ihracat serileri ise, iki yapısal kırılma ile düzeyde durağan olmayıp; dolayısıyla, seride yapısal kırılmalı birim kökün varlığını ifade eden boş hipotez reddedilememektedir.

5.2.4. Bai- Perron Yapısal Kırılma Testi

Bai ve Perron çalışmalarında (1998, 2003), çalışmalarında, farklı olarak birden fazla yapısal kırılmayı dikkate almakta ve birim kökten ziyade yapısal kırılma dönemlerini test etmektedir.

Yapılan çalışma çerçevesinde ele alınan dönemler, Türkiye ekonomisine etki gösteren iç dinamiklerin neden olduğu birçok kriz ve dünya ekonomisinde meydana gelen ve Türkiye'de de etki eden krizler olmasından dolayı, söz konusu dönemde birden çok yapısal kırılmanın ortaya çıkmış olabileceği görüşü ön plana çıkmaktadır.

Bu bağlamda, Türkiye'de farklı dönemler için ele alınan bazı makroekonomik değişkenlere ait seriler, LWZ ve Schwarz bilgi kriteri kullanılarak; bu serilerde meydana gelen yapısal kırılmalar içsel olarak tahmin edilmeye çalışılmıştır. Tablo sonuçları aşağıdadır.

Tablo 6. Bai- Perron Çoklu Yapısal Kırılma Test Sonuçları

DEĞİŞKEN	Kırılma Sayısı	Schwarz Kriteri Değeri	LWZ Kriteri Değeri	Kırılma Dönemleri
GSMIH	5	-3.336262	-2.820477	1968, 1976, 1986, 1996, 2006
ENFLASYON	3	5.447464	5.770484	1978, 1988, 2003
TEFE	2	-5.513202	-5.244543	2004, 2015
TÜKETİM	5	-4.527189	-3.892045	1991, 1996, 2004, 2010, 2014
KAMU HARCAMALARI	5	-4.224944	-3.649076	1991, 1996, 2000, 2006, 2013
DÖVİZ KURU	4	-4.489129	-3.974615	1996,2004, 2011, 2015
FAİZ	2	-5.513202	-5.244543	2004, 2015
M3	4	-4.171727	-3.753158	1968, 1982, 1994, 2008
İTHALAT	4	-3.203193	-2.699158	1992, 1996, 2004, 2011
İHRACAT	5	-3.560782	-2.925638	1992, 1996, 2000, 2005, 2012

Tablo 6'daki BP yapısal kırılma testi sonuçlarında, farklı makroekonomik değişkenlere ait serilerde, söz konusu dönemler için LWZ ve Schwarz kriterleri çerçevesinde içsel olarak belirlenen farklı sayıda yapısal kırılmalar görülmektedir. Buna göre; GSMH (1968, 1976, 1986, 1996, 2006 dönemleri), tüketim(1991, 1996, 2004, 2010, 2014 dönemleri), kamu harcamaları (1991, 1996, 2000, 2006, 2013 dönemleri) ve ihracat (1992, 1996, 2000, 2005, 2012 dönemleri) serilerin de 5 yapısal kırılma gerçekleşmişken; Döviz kuru (1996,2004,2011, 2015 dönemleri), M3 (1968, 1982, 1994, 2008 dönemleri), ithalat (1992, 1996, 2004, 2011 dönemleri) serilerinde ise 4 yapısal kırılma; enflasyon serisinde (1978, 1988, 2003) dönemleri için 3 yapısal kırılma ve faiz serisi içinse (2004, 2015) dönemlerinde 2 yapısal kırılma meydana gelmiştir.

Kırılma sayısı maksimum 5 kırılma olabilecek şekilde değerlendirilmiş ve elde edilen LWZ ve Schwarz kriterlerinin minimum olduğu nokta kırılma düzeyi olarak seçilmiştir.

Yapılan çalışma çerçevesinde genel olarak seriler yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök testleriyle sınanarak sonuçlardaki farklılıklar ortaya konulmaya çalışıldı bu bağlamda, bu durumun panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini görmek için panel birim kök sınamalarının yapılması gerekmektedir.

Tablo 7. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Birim Kök Testlerinin Karşılaştırmalı Sonuçları

DEĞİŞKENLER	Perron(1997)		ZA(1992)		LS(2003)		BP	
	TB	Min.t. ist.	TB	Min.t. ist	TB1, TB2	Min.t. ist	KS*	TB
GSMIH	2002 A	-4.6780	1994 A	-3.1475	1970 1999 CC	-5.8552	5	1968, 1976, 1986, 1996, 2006
	2013 B	-2.7238	1999 C	-3.6360				
	2012 C	-2.4734						
ENFLASYON	2002 A	-4.2323	2002 A	-4.0230	1979 1994 CC	-5.3615	3	1978, 1988, 2003
	1999 B	-4.1697						
	1994 C	-3.5685	1999 C	-4.2141				
TEFE	2014 A	-2.5909	2003 A	-2.6302	**2000 2008 CC**	**-7.068**	2	2004, 2015
	2004 B	-3.3437						
	2011 C	-3.1621	2003 C	-3.1803				
TÜKETİM	2000 A	-3.9070	1999 A	-3.7988	**1999 2013**	**-6.3813**	5	1991, 1996, 2004, 2010, 2014
	2000 B	-4.9479						
	2005 C	-3.7102	2001 C	-5.0139				
KAMU HARCAMALARI	1993 A	4.20278	2012 A	-1.3149	2012	-4.6979	5	1991, 1996, 2000, 2006, 2013
	2005 B	-4.5047						
	2005 C	-4.3845	2003 C	-2.5599				
DÖVİZ KURU	1998 A	-2.1573	2011 A	-2.1243	**2002 2008**	**-8.0755**	4	1996,2004, 2011, 2015
	2007 B	-2.8673						
	2009 C	-2.8059	2009 C	-2.8909				
FAİZ	2002 A	-4.6780	**2003 A**	**-4.8104**	1999 2003	-5.2950	2	2004, 2015
	2013 B	-2.7238						
	2012 C	-2.4734	2013 C	-2.7990				
M3	**1977 A**	**-4.9755**	**1978 A**	**-5.0015**	1976 1997	-5.9879	4	1968, 1982, 1994, 2008
	1975 B	-5.2794						
	1993 C	-4.2829	**1974 C**	**-5.1862**				
İTHALAT	2008 A	-3.8513	2009 A	-3.9901	**2004 2010**	**-7.9333**	4	1992, 1996, 2004, 2011
	2008 B	-4.5632						
	2007 C	-4.8299	2004 C	-4.6779				
İHRACAT	1995 A	-4.5742	1996 A	-4.4179	1999 2004	-4.7000	5	1992, 1996, 2000, 2005, 2012
	1995 B	-4.4380						
	2002 C	-3.2287	1996 C	-4.4416				

Not:*KS: Kırılma Sayısı

Tablo 7'de, yapısal kırılmaları dikkate alan test sonuçları birlikte değerlendirilmiştir. Sonuçlar karşılaştırmalı olarak yorumlanmıştır.

Perron (1997), birim kök testlerine ait sonuçlara göre M3 serisinin, model A'ya göre 1977 yılında bir yapısal kırılma ile durağandır, diğer tüm değişkenler için her üç modelde de, yapısal kırılmalı birim kökün olduğu boş hipotez reddedilememektedir. Yani, seriler analiz dönemi içinde durağan değildirler. ZA testi sonuçları karşılaştırıldığında, M3 serisi model A ve model B için sırasıyla, 1978 ve 1974 yıllarında meydana gelen kırılma ile durağan olduğu alternatif hipotez kabul edilir, dolayısıyla yapısal kırılma olmadan seride birim kökün varlığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Ayrıca faiz serisi model A için incelendiğinde 2003 yılında meydana gelen kırılmayla durağan olduğu alternatif hipotezi kabul edilmektedir. Diğer tüm değişkenler için her iki modelde de, yapısal kırılmalı birim kökün olduğu boş hipotez reddedilememektedir. Bu nedenle, Perron (1997) ve ZA birim kök testlerinde elde edilen sonuçlar serilerdeki yapısal kırılmaların, yapısal kırılmayı dikkate almayan ADF, PP birim kök testi sonuçlarını önemli ölçüde etkilemediği, tüm serilerin ADF, PP testinde olduğu gibi birim köklü olduğu görülmektedir.

LS birim kök testi sonuçları %5 anlamlılık düzeyinde değerlendirilmiştir. Tablo 7 incelendiğinde, iki yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarının, Tefe, tüketim, döviz kuru ve ithalat serilerinin düzey ve eğimdeki iki yapısal kırılma ile düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. GSMH, enflasyon, kamu harcamaları, faiz, M3 ve ihracat serileri ise, iki yapısal kırılma ile düzeyde durağan olmayıp; dolayısıyla, seride yapısal kırılmalı birim kökün varlığını ifade eden boş hipotez reddedilememektedir.

BP çoklu yapısal kırılma testi sonuçlarında, farklı makroekonomik değişkenlere ait serilerde, söz konusu dönemler için içsel olarak belirlenen farklı sayıda yapısal kırılmalar görülmektedir. Buna göre; GSMH (1968, 1976, 1986, 1996, 2006 dönemleri), tüketim (1991, 1996, 2004, 2010, 2014 dönemleri), kamu harcamaları (1991, 1996, 2000, 2006, 2013 dönemleri) ve ihracat (1992, 1996, 2000, 2005, 2012 dönemleri) serilerin de 5 yapısal kırılma gerçekleşmişken; Döviz kuru (1996, 2004, 2011, 2015 dönemleri), M3 (1968, 1982, 1994, 2008 dönemleri), ithalat (1992, 1996, 2004, 2011 dönemleri) serilerinde ise 4 yapısal kırılma; enflasyon serisinde (1978, 1988, 2003) dönemleri için 3 yapısal kırılma ve faiz serisi içinse (2004, 2015) dönemlerinde 2 yapısal kırılma meydana gelmiştir.

5.3. Panel Birim Kök Uygulamaları

5.3.1.Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

Panel veri analizinde birim kök sürecinin tespiti için yatay kesitsel bağımsızlığı varsayımı altında birinci nesil biri kök testlerini öneren, Levin, Lin v Chu (2002), Breitung(2000), Harris ve Tzavalis, Hadri(2000), Im, Pesaran and Shin(2003), Fisher tipi panel birim kök testleri öne çıkmaktadır. Aşağıdaki tablolarda, yapılmış olan birinci nesil panel birim kök testlerinin sonçları yer almaktadır.

Tablo 8. ***Panel Birim Kök Testi Sonuçları***

Yöntem	İstatistik	Olasılık**	Yatay-Kesit	Gözlemler
Sıfır Hipotezi: Birim Kök (ortak birim kök sürecini varsayar)				
Levin, Lin & Chu t*	28.6434	1.0000	10	260
Breitung t-stat	-1.54449	0.0612	10	250
Sıfır Hipotezi: Birim Kök (bireysel birim kök sürecini varsayar)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.29737	0.6169	10	260
ADF - Fisher Chi-square	16.8469	0.6629	10	260
PP - Fisher Chi-square	642.255	0.0000	10	270

Yukarıdaki tabloda panel birim kök sonuçları yer almaktadır ve sonuçlar incelendiğinde ele alınan makro ekonomik değişkenler için Levin, Lin&Chu t*, Breitung t-stat, Im,Pesaran and Shin W-stat, ADF- Fisher Chi-square ve PP- Fisher Chi-square panel birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Test sonuçlarını yüzde on anlamlılık düzeyinde bakıldığında PP- Fisher Chi-square ve panel birim kök testi dışındaki tüm panel birim kök testlerinin olasılık sonucunun $> 0{,}05$ olduğu için, H_0 hipotezinin kabul edilmiş olduğunu ve ilgili dönemler için, Türkiye'deki on makroekonomik değişkenin birim kök içerdiği diğer bir ifadeyle durağan olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Tabloda yer alan, LLC ve Breitung panel birim kök testleri için H_0 hipotezinin ''birimler birim kök içermektedir'' ve alternatif hipotezin ''birimler durağandır'' şeklinde kurulmaktadır. LLC panel birim kök testi birim boyutunun 10-250 ve zaman boyutunun 25- 250 olduğu durum için geçerlidir; bu örnekte birim boyutu 10 ve zaman boyutu 28 olarak da, bahsi geçen aralıkta yer almaktadır ve T'nin N'den büyük olması koşulu da sağlanmıştır.

Im,Pesaran and Shin (IPS), Fisher (ADF) ve Fisher (PP) panel birim kök testinin H_0 hipotezi, tüm birimler birim kök içermektedir, alternatif hipotez ise, bazı birimler durağandır şeklindedir. Sonuçlara göre; Fisher PP hariç, H_0 hipotezi reddedilememekte ve bazı birimlere ait seriler durağandır.

Tablo 9. Harris ve Tzavalis Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Harris-Tzavalis unit-root test for variables

Ho: Panels contain unit roots — Number of panels = 10

Ha: Panels are stationary — Number of periods = 28

	Statistic	z	p-value
rho	0.9092	0.3701	0.6444

HT testi genel olarak, LLC panel birim kök testi ile aynıdır. Benzer şekilde temel hipotez seride birim kökün varlığını ifade ederken alternatif hipotez serinin durağanlığını ifade etmektedir. Sonuçlara göre, p- value değeri $> 0{,}05$ olmasından ötürü H_0 hipotezi reddedilememektedir, dolayısıyla bu sonuç diğer panel birim kök testlerinde elde edilen sonucu desteklemektedir.

Tablo 10. Hadri Panel Birim Kök Testi

Hadri LM test for variables

Ho: All panels are stationary — Number of panels = 10

Ha: Some panels contain unit roots — Number of periods = 28

	Statistic	p-value
z	40.0185	0.0000

Yukarıdaki Hadri panel birim kök Testi sonuçlarını incelediğimizde, LLC, HT ve Breitiung Panel Birim Kök testlerinin tersi olduğu görülmektedir. Temel hipotez ‘’

paneldeki tüm birimler durağandır ‘’ ve alternatif hipotez ise ‘’ paneldeki bazı birimler birim kök içermektedir’’ şeklindedir. T>N olan bu test için temel hipotez p- value değeri < 0,05 olduğu için reddedilmektedir ve yine benzer şekilde panel veri setinin durağan olmadığı sonucuna kanaat getirilmektedir.

5.3.2 İkinci Nesil Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Birinci nesil panel birim kök testlerinde, serilerin yatay kesitsel olarak bağımsız dağıldığı varsayımına alternatif olarak, yatay kesitsel bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleri yer almaktadır.

5.3.2.1. Birimler Arası Korelasyon Testi ve Sonuçları

Eğer birimler arasında yatay kesit bağımlılığı varsa, birinci nesil birim kök testleri bu korelasyonu dikkate almadığı için, geçerli olmamaktadır. Bu durum neticesinde, ikinci nesil birim kök testlerinin uygulanması önerilmektedir. Bu nedenle, yapılacak olan panel birim kök analizinde hangi tür testlerin tercih edileceğinin belirlenmesi aşamsında öncelikle, birimler arası korelasyon test edilmelidir.

Birimler arası korelasyon testi için önerilen literatürde önerilen testlerden biri olan Pesaran (2004) CD testinin sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 11. CD Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Average correlation coefficients & Pesaran (2004) CD test

Variable	CD-test	p-value	corr	abs(corr)
variables	4.20	0.000	0.118	0.632

Tablo 14.’de birimler arası korelasyon için Pesaran CD test istatistiği , olasılık değeri, birimler arası korelasyon katsayısı ve mutlak değerinin (abs(corr)) hesaplanmış olduğu görülmektedir. Sonuçlara göre, H_0 hipotezi reddedilmiş ve birimler arası korelasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır, ortalama korelasyon katsayısı, %63.2’dir. Bu

durumda birimler arası korelasyonun varlığında, kullanılan ikinci nesil birim kök testlerini tercih etmek gerekmektedir.

Tablo 12. Im, Pesaran ve Shin (CADF) Panel Birim Kök Testi

t-bar test, N,T = (10,28)				Obs =260	
Augmented by 1 lags (average)					
t-bar	cv10	cv5	cv1	Z[t-bar]	P-value
-0.976	-2.210	-2.330	-2.570	2.556	0.995

Yukarıdaki tabloda CADF tets sonuçları görülmektedir. t- bar (CADF) istatistiği, %10 (cv10), %5 (cv5) ve %1 (cv1) güven düzeyinde verilen kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğu için seri durağandır. Yani, Z[t-bar] istatistiğinin olasılık değerlerine göre de serinin durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 13. Im, Pesaran ve Shin (CIPS) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

CIPS* =	-2.377	N,T = (10,28)	
	10%	5%	1%
Critical values at	-2.21	-2.33	-2.57

Tablo 16'da CIPS panel birim kök testi sonuçlarına görülmektedir ve CIPS istatistiği %90 (cv10), %5 (cv5) ve %1 (cv1) güven düzeyinde verilen kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğu için seri durağandır.

Türkiye'ye ait makroekonomik değişkenler için yapılan panel birim kök testi sonuçları genel olarak değerlendirilirse; birinci nesil birim kök testleriyle elde edilen sonuçlara göre,Fisher PP dışındaki tüm panel birim kök testlerinde seriler durağan- dışı yani birim kök içermektedir. Ancak, ikinci nesil birim kök testleri neticesinde ise birinci nesil birim kök testlerinden farklı olarak serilerin durağan olduğu (birim kök içermedikleri) gözlenmiştir. Ayrıca, yapılan birimler arası korelasyon testi ile H_0 hipotezi reddedilmiş ve birimler arası korelasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır,

ortalama korelasyon katsayısı, %63.2'dir. Bu durumda birimler arası korelasyonun varlığında, kullanılan ikinci nesil birim kök testlerini tercih etmek gerekmektedir.

SONUÇ

Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler tahmin edilebilmesi için, analizi yapılan zaman serilerinin durağan seriler olması gerekmektedir. Bu nedenle, ekonometrik analizlerde zaman serileri ile çalışılırken durağanlık en önemli kavramlardan biri olarak ifade edilmektedir.

Bir zaman serisinin durağanlığını araştırmada yaygın olarak Dickey- Fuller , Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) , Phillip-Perron (PP) ve KPSS birim kök testleri kullanılır.

Makroekonomik değişkenlere ait zaman serilerinde herhangi bir dönemde başlayıp, etkisini belli süre devam ettiren değişimler, *yapısal kırılma* olarak ifade edilmektedir. Ekonometrik analizlerde yukarıda kullanılan birim kök testleri yapısal kırılmayı dikkate almamaktadır. Ancak, ele alınan zaman serilerinde bir yapısal kırılma varsa ve kırılma dikkate alınmadan birim kök testi yapılırsa , seriler durağan çıkmama yönünde güçlü bir eğilime sahip olacaklardır. Bu bağlamda, zaman serilerindeki yapısal kırılmalar dikkate alındığında, durağan-dışı birçok serinin bir durağan eğilime sahip olduğu görülecektir. Bu nedenle, ekonometrik analizlerde birim kök testlerinden daha anlamlı sonuçlar elde edebilmek için, zaman serilerindeki yapısal kırılmaları dikkate alan birçok birim kök testi geliştirilmiştir.

Ekonometrik analizlerde son dönemlerde panel veri çalışmaları hem uygulamada hem de teoride büyük gelişme göstermiştir. Panel verilerin gelişimi birçok nedene bağlıdır. Bu nedenlerden en önemlisi, panel veri olarak düzenlenen verilerin yatay kesit (N) ve zaman serisi boyutuna (T) sahip olmasıdır. Bunun sonucunda, iki boyuta ait gözlemlere ilişkin bilgiler sunulmakta ve birimler ve/veya zaman boyunca meydana gelen farklı davranışları görme ve modelleme imkanı ortaya çıkmaktadır ve panel verilerle ilgili bu avantajların, panel veri çalışmalarının gelecekte de önemini koruyacağının bir göstergesi olarak kabul edilebilir.

Çalışmamızın ekonometrik analiz aşamasında, Türkiye'ye ait bazı makroekonomik değişkenler seti ele alınmıştır. Değişkenler yılık frekanslarla dikkate alınmıştır. Öncelikle ADF, PP ve KPSS testleri kullanılarak serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Serilerin birinci farkı alındıktan sonra yapılan analizlerde genel olarak serilerin durağan hale geldiği, ancak söz konusu serilerden ; döviz kuru, faiz, M3 ve ihracat serileri için KPSS birim kök testi sonucuna göre, seride birden fazla birim kök

olduğunu ifade eden hipotez red edilememiştir. Diğer tüm seriler için, her üç test istatistiği de birbiri ile tutarlı sonuçlar vermiştir. Buna göre, analiz edilen seriler birinci farkları alındıktan sonra durağan hale gelmiştir. Bunun sonucunda, bu seriler birim kök süreci ile karakterize edilen fark durağan seriler olarak ifade edilebilir.

Aynı seriler için, serilerde meydana gelen yapısal kırılmaları dikkate birim kök testleri kullanılarak durağanlık analizi yapılmıtır. Bu aşamada, ZA 1992), Perron (1997) ve LS (2003) testleri ve çoklu yapısal kırılma testi Bai- Perron (1998, 2000, 2003) , kullanılmıştır.

Bu testlerden Perron (1997)'nin birim kök testi neticesinde tüm değişkenler için her üç modelde de , yapısal kırılmalı birim kökün olduğu boş hipotez reddedilememektedir.

ZA birim kök testi sonucuna göre faiz ve M3 serileri hariç, diğer tüm değişkenler için her iki modelde de, yapısal kırılmalı birim kökün olduğu boş hipotez reddedilememektedir. Bu nedenle Peron (1997) ve ZA (1992) birim kök testinde elde edilen sonuçların serilerdeki yapısal kırılmaların, yapısal kırılmayı dikkate almayan ADF, PP birim kök testi sonuçlarını önemli ölçüde etkilemediği tüm serilerin ADF ve PP testinde olduğu gibi birim köklü olduğu görülmektedir.

LS (2003), iki yapısal kırılmalı birim kök sınama sonuçlarında, Tefe, tüketim, döviz kuru ve ithalat serilerinin düzey ve eğimdeki iki yapısal kırılma ile düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. GSMH, enflasyon, kamu harcamaları, faiz, M3 ve ihracat serileri ise, iki yapısal kırılma ile düzeyde durağan olmayıp; dolayısıyla, seride yapısal kırılmalı birim kökün varlığını ifade eden boş hipotez reddedilememektedir. Son olarak çalışmanın bu kısmında ele alınan dönemler için birden çok yapısal kırılmanın ortaya çıkmış olabileceği dikkate alınarak Bai- Perron (1998, 2000, 2003) çoklu yapısal kırılma testi yapılmıştır ve test neticesinde; genel olarak tüm serilerde farklı dönemlere ait yapısal kırılmalar meydana gelmiştir.

Yapılan çalışma çerçevesinde genel olarak seriler yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök testleriyle sınanarak sonuçlardaki farklılıklar ortaya konulmaya çalışıldıktan sonra çalışmanın üçüncü kısmı için, bu durumun panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini görmek için panel birim kök sınamalarının yapılmıştır. Bu bağlamda yapılan analizlere göre; yapılan birinci nesil panel birim kök testleri neticesinde genel olarak, panel veri seti tüm birimler için durağan olmadığı birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır. Kesitsel bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleri sonucunda ise birinci nesil birim kök testlerinden farklı olarak

panel veri setinin durağandır ve yapılan birimler arası korelasyon testi neticesinde ikinci nesil panel birim kök testlerinin tercih edilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır.

KAYNAKÇA

Akdi, Yılmaz (2003), Zaman Serileri Analizi, Bıçaklar Kitabevi, No:2, Ankara.

Bai J. and Perron P (1998), ‘’Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes’’ Econometrica 66, p. 47-78.

Bai and Perron (2003) ‘’ Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models ‘’ Journal of Applied Econometrics 18, ss. 1-22.

Balestra, Pietro (1996b), “Fixed Effect Models and Fixed Coefficient Models”, The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications, (Edit.: László Mátyás ve Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, p. 34.

Balestra, Pietro (1996a), “Introduction to Linear Models for Panel Data”, The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications, (Edit.: László Mátyás - Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, pp. 25-33.

Baltagi, Badi H (2005), Econometric Analysis of Panel Data, John Wiley Sons Inc., Third Edit., Chichester, p. 4.

Bass Richard F (2011), Stochastic Processes, Cambirdge University Press, s.1.

Bass Richard F (2011), Stochastic Processes, Cambirdge University Press, 2011, s.130-131.

Bertein Jean- Claude, Ceschi Roger (2013), ‘’Discrete Stochastic Processes and Optimal Filtering, John Wiley & Sons.

Breitung, Jörg (2000), “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data”, Advances in Econometrics, 15, pp. 161–177.

Breitung, Jörg (2005), “A Parametric Approach to The Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data”, Econometric Reviews, 24, 2, pp. 151–173.

Breitung, Jörg - Das, Samarjit (2005), “Panel Unit Root Tests Under Cross Sectional Dependence”, Statistica Neerlandica, 59, 4, pp. 414-433.

Breitung, Jörg - Meyer, Wolfgang (1991), “Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?”, Discussion Paper, pp. 1-16.

Box G.E.P ve Jenkins G.M (1976), Time Series Analysis Forecasting and Control, Holdan-Day USA, s.21.

Box, George E. P., G. M., Jenkins (1976), Time Series Analayses: Forecasting and Control, Rev. Ed.Holden-Day,Oakland, California.

Bozkurt, Hilal (2007), Zaman Serileri Analizi, Ekin Kitapevi, Bursa.

Çabuk, Altan, M., Balcılar (1998), "What Does A Unit Root Mean? The Statistical and Economic Interpretation Of Unit Root Processes With A Survey Of Unit Root Test", Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences, Cukurova University, Special Issue on Econometrics, 8, 289-332.

Chatfield, Chris (2004), The Analysis of Time Series: An Introduction, Sixth Edition, Chapman & Hall / CRC, London.

Christian Gourieroux (1997) Alain Monfort Cambridge University Press.

Çil, N., (2018), '' Finansal Ekonometri'' , Der Yayın, No:450.

Dıckey, A.D., Bell, W.R., Miller, R.B (1986) "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications", The American Statistician, vol:40, no:1.

D.A. Dickey, W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, No.366, (1979), pp. 427-431.

Dilişen, Başar; Yapısal Kırılma Durumunda Geliştirilen Birim kök Testleri ve Uygulaması, İstanbul, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, 2007.

Durmuşoğlu V., (2014), '' Yapısal Değişme Altında Para Talebi''Yüksek Lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.

Enders, Walter (1995), Applied Econometric Time Series, Birinci Baskı, New York:Wiley.

Enders, Walter (2010), Applied Econometric Time Series, Üçüncü Baskı, New York: Wiley.

Engle,R.F., GrangerR, C.W.J (1987), "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", Econometrica, 55, s.271276

Gujarati D.N., ve Porter D.C (2014), Essentials of Econometrics Mcgraw-Hill, s.740.

Granger C.W.J. ve Newbold P (1974), ''Spurious Regression inEconometrics'' Journal of Econometrics 2,

Greene William H (2012), Econometric Analysis, 7th Edt., Pearson Education, s.913.

Hamilton, J.D (1994), Time Series Analysis, Princeton University Press, s. 435- 453.

Gül, E., & Kamacı, A. (2012). Dış ticaretin büyüme üzerine etkileri: Bir panel veri analizi. Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, 4(3), 81-91.

Güriş, S (2018), ‘’ Uygulamalı Panel Veri Ekonometrisi ‘’ Der Yayınları: 481, İstanbul, s. 261-309.

Hsiao, Cheng (2003), Analysis of Panel Data, Cambridge University Press, Cambridge,

Hausman, Jerry A (1978), “Specification Tests in Econometrics”, Econometrica, 46, ss. 1251-1271.

Im, Kyung-So - Lee, Junsoo (2001), “Panel LM Unit Root Tests with Level Shifts”, Manuscript, University of Central Florida, ss. 1-26.

Im, Kyung So - Pesaran, M. Hashem - Shin, Yongcheol (1997), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, University of Campridge, Working Papers,.

Im, Kyung So - Pesaran, M. Hashem - Shin, Yongcheol (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, Journal of Econometrics, 115, ss. 53–74.

İğde, E (2010), ‘’Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar ‘’Yüksek Lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.

Kutlar, Aziz; Ekonometrik Zaman Serileri, Ankara, Gazi Kitabevi, 2000.

Kwiatkowski D. - Phillips, P. C. B. - Schmidt, P. - Shin, Y (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root”, Journal of Econometrics, 54, ss. 159-178.

Lee, Junsoo, M.C. Strazicich (2003), “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”, The Review of Economics and Statistics, Vol. 85, No. 4, pp. 1082-1089

Lee, Junsoo, M.C. Strazicich (2004), “Minimum LM Unit Root Test With One Structural Breaks”, Manuscript, Department of Economics, Appalachian StateUniversity,

Levin, Andrew - Lin, Chien-Fu (1992),“Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and FiniteSample Properties”, Working Paper, UC San Diego, s.23.

Levin, Andrew - Lin, Chien-Fu (1993), “Unit Root Tests in Panel Data: New Results”, University of California at San Diego, Discussion Paper, No. 56.

Levin, Andrew - Lin, Chieng-Fu - Chu, Chia-Shang James (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, Journal of Econometrics, 108, 1, ss. 1–24.

Lutkepohl H., ve Kratzig (2004), Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, s.11.

Johnston, Jack - DiNardo, John(1997), Econometric Methods, McGraw-Hill Inc., Fourth Edit., New York.

Judge G. G. - Hill, R. C. - Griffiths, W. E. - Lütkepohl, H. - Lee, T-C (19829, Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons, New Yok, 1982, s. 468.

Maddala, G. S., ve I. M. Kim (1998), ‘’Unit Root Cointegration and Structural Change’’ Cambridge: Cambridge University Press.

Maddala, G.S. ve Inn-Moo Kim (2002), Unit Roots,Cointegration and Structural Changes, Cambridge University Press,U.K., s.18.

Nargeleçekenler, M.,(2009) ‘’Makroekonomik ve Finansal Serilerin Ekonometrik Analizi: Panel Veri Yaklaşımı’’ Doktora Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.

NC. Lumsdaine, R. L. David H. Papel (1997), “Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis”, The Review of Economics and Statistics, Vol. 79, No. 2, pp. 212-218.

Nelson C., ve Plosser C (1982), ‘’Trends and randoms walks in macroeconomics time series: some evidence and implications’’. Journal of Monetary Economics(10), ss. 139- 169.

Nolte I., Pohlmeier W., ve Voev V., Finansal econometrics, WS 06/07, 2007, s17-19.

Mills Terence C., ve Markellos Raphael N., The Econometric Modelling Of Financial Time Series…, s.9-10-11.

Özmen,M (1997), ‘’Türkiye İçin Tüketim Fonksiyonunun Ekonometrik Tahmini ‘’Yüksek Lisans Tezi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.

PERRON, Pierre (1989) “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, Econometrica, vol:57, s.1361-1401.

PERRON, Pierre (1997), “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables”, Journal of Econometrics, 80, 1997, s.355-385.

Pesaran, M. Hashem (2004), “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, Cambridge Working Papers in Economics No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge, ss. 1-46.

Pesaran, M. Hashem (2007), “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of CrossSection Dependence”, Journal of Applied Econometrics, 22, ss. 265-312.

Pesaran, M. Hashem - Smith, Ron (1995), “Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels”, Journal of Econometrics, 68, ss. 79-113.

Pesaran, M. Hashem - Smith, Ron - Im, Kyung So , "Dynamic Linear Models for Heterogeneous Panels", The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications, (Edit.: László Mátyás - Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, 1996a, pp. 145-195.

SANDY,Robert (1990), Statistics for Business and Economics,Mc-Graw—Hill C.USA , ss. 693-694.

Shrestha, M.B. & Chowdhury, K. (2006), "Financial Liberalization Index for Nepal," International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies, Euro American Association of Economic Development, vol. 3(1), pages 41-54.

Sevüktekin, M. Ve Çınar, M.,(2017), ''Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: Eviews Uygulamalı'', Beşinci Baskı, Dora Yayın, No:12142.

Sevüktekin, Mustafa - Nargeleçekenler, Mehmet, "Finansal Faktörlerin Reel Para Talebi Üzerindeki Rolü: Türkiye Örneği", Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi,10, 2, 2007, ss. 45-61.

Stock James H., ve Watson Mark W (2012), Introduction to Econometrics, 3rd Edt Pearson, s. 577-578.

Tatoğlu, Ferda Y., "Reel Efektif Döviz Kurunun Durağanlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması", Doğuş Üniversitesi Dergisi, 10, 2, 2009, ss. 310-323.

Tatoğlu, Y, F.,(2017), ''Panel Zaman Serileri Analizi: Stata Uygulamalı'', Birinci Baskı, Beta Yayın, No: 3617.

Tatoğlu, Y, F.,(2018), '' İleri Panel Veri Analizi: Stata Uygulamalı'', Üçüncü Baskı, Beta Yayın, No: 3663.

Tatoğlu, Y, F.,(2018), '' Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı '', Dördüncü Baskı, Beta Yayın, No: 3802.

Tsay, Ruey S. (2002), Analysis of Financial Time Series, Universty of Chicago, USA.

TORUN, N., (2015) '' Birim Kök Testlerinin Performanslarının Karşılaştırılması '', Yüksek Lisans Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Tümay Ertek, Ekonometriye Giriş, İstanbul, Beta Yayınları, 1996, s.38.

Utkulu, Utku; "Cointegration Analysis: An Introductory Survey with Applications to Turkey", İzmir, 1.Uluslararası İstatistik Sempozyumu, Ege Üniversitesi Basımevi, 1993.

Zivot, E., Andrews, D.W.K. ; "Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis", Journal of Business and Economic Statistics, 1992, s.251-270.

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı : Dilek Nesrin Konaklı
Doğum Tarihi : 30.01.1977
Doğum Yeri : Stade / ALMANYA
Uyruğu :T.C.
Medeni Hali : Evli

EĞİTİM DURUMU

1996- 2001 Dokuz Eylül Üniversitesi, Ekonometri Bölümü, Adana.

YABANCI DİLLER :

İngilizce (İyi Seviyede)

İŞ DENEYİMİ

2004 – Çukurova Üniversitesi Ceyhan Meslek Yüksek Okulu Öğr. Gör.