

T.C.
UKUROVA NİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DURAĞAN OLMAYAN PANELLER VE BİR UYGULAMA

Ahmet İNAL

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA – 2009

T.C.
UKUROVA NİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DURAĞAN OLMAYAN PANELLER VE BİR UYGULAMA

Ahmet İNAL

Danışman: Yrd. Doç. Dr. Kenan LOPCU

YÜKSEK LİSANS TEZİ

ADANA – 2009

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,

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

Başkan: Yrd. Doç. Dr. Kenan LOPCU
(Danışman)

Üye: Doç. Dr. Fikret DÜLGER

Üye: Yrd. Doç. Dr. Cevat BİLGİN

ONAY

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.

.../.../....

Prof. Dr. Azmi YALÇIN
Enstitü Müdürü

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

ÖZET

DURAĞAN OLMAYAN PANELLER VE BİR UYGULAMA

Ahmet İNAL

Yüksek Lisans Tezi, Ekonometri Anabilim Dalı

Danışman: Yrd. Doç. Dr. Kenan LOPCU

Kasım 2009, 132 sayfa

Panel veri tahmin metotlarının kullanımı hem veri kaynaklarına ulaşmanın kolaylaşması hem de sadece yatay kesit ve zaman serileri ile yapılamayan analizlere imkân tanınması sebebi ile giderek artan bir öneme sahiptir. Bu popülerliğe paralel olarak teorik ve ampirik panel veri çalışmalarının sayısı giderek artmıştır. Son dönemlerde panel veri ekonometrisinin en çok ilgi çeken alanlarından biri de durağan olmayan panel veri modelleridir. Geleneksel panel çalışmalarından farklı olarak, geniş zaman serisi ve yatay kesit boyutlarına sahip panellerde zaman ögeleri durağan olmamanın güçlü kaynağıdır. Ayrıca, zaman boyutuna yatay kesit boyutunun eklenmesi durağan olmamayı ve eş bütünleşmeyi test etmekte önemli katkılar sağlamaktadır.

Bu yüksek lisans tezinde, durağan olmayan panellerin alanizinde sıkça karşılaşılan tahmin metotları incelenmiştir. Panel birim kök ve eş bütünleşme testlerinin uygulanabilirliğini göstermek için Türk İmalat Sanayinde Saat Başına Sabit Ücretler ile Saat Başına Emegın Ortalama Ürünü arasında Etkin Ücret Teorisince ileri sürülen pozitif ilişkinin varlığı test edilmiştir. Elde ettiğimiz sonuçlar, Türk İmalat Sanayi için Etkin Ücret Teorisini ret etmemektedir.

Çalışma veri analizine ilave olarak çeşitli testleri karşılaştırmalı olarak sunmaktadır. İlk olarak, Choi(2001) ve Maddala ve Wu(1999) takip edilerek, yatay kesit bağımlılığını göz önüne almayan Fisher tipi panel birim kök testleri uygulanmıştır. Daha sonra karşılaştırma yapabilmek için seriler yatay kesit bağımlılığından olabildiğince arındırılarak Fisher tipi panel birim kök testi yeniden uygulanmıştır. Ayrıca, yatay kesit bağımlılığını regresyon denklemi içinde göz önüne alan Pesaran(2003,2007) panel birim kök testi ayrı bir karşılaştırma yapmak için

kullanılmıştır. Panel eş bütünleşmenin sınanması için ise Maddala ve Wu(1999) ve Choi(2001) birim kök testlerini panellerde eş bütünleşmeyi test edecek şekilde yeniden yapılandıran Hanck(2007) tarafından önerilen yeni eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Bu test de hem yatay kesit bağımlılığı olan serilere hem de yatay kesit bağımlılığından arındırdığımız serilere uygulanmıştır. Çalışmada sunulan panel birim kök ve eş bütünleşme testlerinin yanı sıra bireysel seriler için ADF, CADF ve Engel-Granger testleri de uygulanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Durağan olmayan paneller, panel birim kök testleri, panel eşbütünleşme testleri

ABSTRACT**NONSTATIONARY PANELS AND AN APPLICATION****Ahmet İNAL****Master Thesis, Department of Econometrics****Supervisor: Asst. Prof. Dr. Kenan LOPCU****November 2009, 132 pages**

Panel data estimation methods have become increasingly popular because of the improved availability of this type of data coupled with the ability of panel data studies to allow analysis that is not possible from either cross-section or time series data alone. Along with this popularity, the number of studies dealing with both empirical and theoretical panel data has increased dramatically. One of the most popular areas of research in panel data econometrics currently is nonstationary panel data models. As distinct from conventional panel data analysis, time components are the source of nonstationarity in panel data with large cross-section and time dimensions. Furthermore, adding the cross-sectional dimension to the time series dimension provides a significant contribution in testing the non-stationarity and co-integration.

In this thesis, the methods of estimation often encountered in the analysis of nonstationary panel data are studied. To illustrate the use of panel unit root and co-integration tests employed, the hypothetical positive relationship between the real wage rate and average productivity of labor suggested by the Efficiency Wage Theory is investigated for the Turkish Manufacturing Industry. The results obtained do not reject the Efficiency Wage Theory for the Turkish Manufacturing Industry.

In addition to the data analysis, the study comparatively presents various test results. Firstly, following Choi (2001) and Maddala and Wu (1999), Fisher type panel unit root tests that do not take into account the cross-sectional correlation were applied. After that, to compare, the series were cleaned of the cross section correlation as much as possible, and Fisher type panel unit root tests were applied again. Furthermore, Pesaran (2003, 2007) panel unit root tests, which consider cross-section correlation

within the the regression equation, were used for additional comparison purposes. In order to test the existence of panel co-integration, a new test proposed by Hanck (2007) that extends the panel unit root tests of Choi (2001) and Maddala and Wu (1999) to the panel co-integration case was used. This test was also applied to the data both before and after the series were cleaned of the cross-sectional correlation. Besides the panel unit root and co-integration tests presented in this study; ADF, CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller) and Engel-Grenger tests were performed for individual series.

Keywords: Nonstationary panels, panel unit root tests, panel co-integration tests

ÖNSÖZ

Tez çalışmam süresince yardım ve desteklerini esirgemeyen sayın hocam ve tez danışmanım Yrd. Doç. Dr. Kenan LOPCU'ya sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca, tez çalışmam süresince fikirlerini ve yardımlarını hiçbir zaman esirgemeyen Dr. B. Uğur KAYTANCI'ya da çok teşekkür ederim. Bana bu yolda yürümem için maddi ve manevi desteklerini hiçbir zaman esirgemeyen aileme minnet ve şükranlarımı sunarım. Son olarakta, bu uzun ve yorucu süreçte bana her zaman destek olan hayatımdaki özel kişiyede sonsuz kere teşekkür ederim.

Bu çalışma, hiçbir şekilde haklarını ödeyemeyeceğim annem Fadime İNAL ve babam Mustafa İNAL'a armağanımdır.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	i
ABSTRACT	iii
ÖNSÖZ	v
TABLolar LİSTESİ	viii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	ix
EKLER LİSTESİ.....	x
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DURAĞAN OLMAYAN PANEL VERİLER

1.1. Durağan Olmayan Panel Verilerde Bireysel Etkiler	4
1.2. Uzun Dönem Ortalama İlişkiler.....	6
1.3. Durağan Olmayan Panel Verilerle Doğrusal Regresyon.....	9
1.3.1. Panel Sahte Regresyon.....	10

İKİNCİ BÖLÜM

PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1. Yatay Kesit Bağımsızlığını Varsayan Birim Kök Testleri.....	16
2.1.1 Durağan Olmama Testleri.....	16
2.1.1.1. Levin ve Lin (1992,1993) ve Levin, Lin ve Chu (2002) Testleri.....	16
2.1.1.2. Im, Pesaran ve Shin Testleri.....	24
2.1.1.3 Fisher tipi testler: Maddala ve Wu(1999) ve Choi (2001).....	26
2.1.2. Durağanlık Testleri.....	30
2.1.2.1 Hadri(2000)	30
2.1.3. Birinci Jenerasyon Birim Kök Testlerinin Sonlu Örneklem Özellikleri.....	33
2.2. Yatay Kesit Bağımlılığını Göz Önüne Alan Testler.....	36
2.2.1 Faktör Yapısı Yaklaşımı.....	37

2.2.1.1. Pesaran (2003) Testi.....	38
2.2.1.2. Bai ve Ng testleri	42
2.2.1.3. Phillips ve Sul(2003a) ve Moon ve Perron(2004a) testleri.....	45
2.2.2. Kovaryans Kısıtlamaları Yaklaşımı.....	46
2.2.2.1. Chang (2002,2004) Testleri	47
2.2.3. İkinci Jenerasyon Testlerin Sonlu Örneklem Özellikleri.....	51

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

PANEL KOİNTEGRASYON (EŞ-BÜTÜNLEŞME) TESTLERİ

3.1. Boş Hipotezi Eş-Bütünleşme Bulunmaması Olan Testler.....	54
3.1.1. Kalıntı Temelli Eş-Bütünleşme Testleri.....	54
3.1.1.1. Kao Testleri.....	54
3.1.1.2. McCoskey ve Kao(1999a) Testi.....	58
3.1.1.3. Pedroni Testleri.....	61
3.1.1.4. Hanck(2007) Testi.....	65
3.1.2. Olabilirlik Temelli Eş-bütünleşme Testleri.....	68
3.1.2.1. Larsson, Lyhagen ve Löthgren (1998) ve Groen ve Kleibergen (1999,2001) Testleri.....	68
3.2. Boş Hipotezi Eşbütünleşme Bulunması Olan Testler.....	71
3.2.1. McCoskey ve Kao(1998) Testi.....	71
3.3. Eş-bütünleşme Testlerinin Sonlu Örneklem Özellikleri.....	74

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE İMALAT SANAYİİ VERİLERİNE PANEL BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ UYGULAMALARI

79

SONUÇ	111
KAYNAKÇA	112
EKLER LİSTESİ	116
ÖZGEÇMİŞ	132

TABLOLAR LİSTESİ

	Sayfa
Tablo 1 : Birim Kök Testleri.....	14
Tablo 2 : Levin ve Lin(1992) Momentler	19
Tablo 3 : Levin ve Lin(1992) Kısıtlı(Limiting) Dağılım Tablosu	19
Tablo 4 : Türkiye İmalat Sanayi Sektörleri	78
Tablo 5. APL ve RW Karşılaştırılması (Kamu ve Özel Sektör).....	85
Tablo 6 : DF Özet Tablo	87
Tablo 7 : ADF Özet Tablo	89
Tablo 8 : DF F-testi Özet.....	90
Tablo 9 : APL (Saat Başına) (Kamu) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları.....	100
Tablo 10 : Saat Başına Sabit Ücretler (Kamu) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları....	100
Tablo 11 : APL (Saat Başına) (Özel) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları.....	100
Tablo 12 : Saat Başına Sabit Ücretler (Özel) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçlar.....	100
Tablo 13 : Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış APL (Saat Başına) (Kamu) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları.....	102
Tablo 14 : Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış Saat Başına Sabit Ücretler (Kamu) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları.....	102
Tablo 15 : Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış APL (Saat Başına) (Özel) (1963– 1998) Fisher Testi Sonuçları.....	102
Tablo 16 : Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış Saat Başına Sabit Ücretler (Özel) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları.....	102
Tablo 17 : CADF Test Sonuçları(Kamu Sektörü).....	104
Tablo 18 : CADF Test Sonuçları(Özel Sektör).....	105
Tablo 19 : Kalıntılarda yatay kesit bağımlılığının belirlenmesi(Kamu Kesimi).....	105
Tablo 20 : Kalıntılarda yatay kesit bağımlılığının belirlenmesi(Özel Kesim).....	106
Tablo 21 : $\overline{CADF}$ Test Sonuçları.....	106
Tablo 22 : Standart Engel-Grenger Eş-bütünleşme Test Sonuçları(Kamu Sektörü)...	107
Tablo 23 : Standart Engel-Grenger Eş-bütünleşme Test Sonuçları(Özel Sektör).....	107
Tablo 24 : Hanck(2007) Test Sonuçları.....	109
Tablo 25 : Yatay Kesit Bağımlılığından Kısmen Arındırılmış Veriler İçin Hanck(2007) Test Sonuçları.....	110

ŞEKİLLER LİSTESİ

	Sayfa
Şekil 1: Kamu ve Özel İmalat Sanayinde Verimliliklerin Karşılaştırması.....	86
Şekil 2: Kamu ve Özel İmalat Sanayinde Ücretlerin Karşılaştırması.....	86
Şekil 3: Birim Kök Test Etme Süreci.....	96

EKLER LİSTESİ

EK-1: Standart ve Panel Birim Kök Test Sonuçları.....	116
EK-2: Regresyon Kalıntıları.....	124

GİRİŞ

Panel veriler, zaman serisi ve yatay kesit verilerinin birleşmesinden oluşmaktadır. Panel veriler, zaman içerisinde örneklemeleri tekrar eden bir yatay kesit verisinden elde edilir; fakat burada aynı ekonomik birim örneklem periyodu boyunca takip edilir. Bu verilerin genel özelliği yatay kesit örneklemi N 'nin zaman periyodu T 'den göreceli olarak geniş olmasıdır. Örneğin, Türkiye'de yapılan bir hane halkı araştırmasında 5 yıllık bir dönem için binlerce bireyin ele alınması bu türdendir. Bu yüzden bu tür veriler daha çok zaman serisi yönelimli –yani T 'nin N 'den daha geniş olduğu- verilerden ayrılmaktadır.

Panel verilerin tahmin metotları hem teorik hem de uygulamalı mikro ekonometri alanında git gide önem kazanmaktadır. Bu popülerlik, bu tür verileri elde etmenin artık daha kolay olmasından ve zaman serisi veya yatay kesit verileriyle cevap verilemeyen sorulara cevap vermesinden ileri gelmektedir. Bunun yanı sıra, panel veri modellerinin tahminlerinde ekonometrik ve istatistiksel olarak daha karmaşık metotların kullanıldığı belirtilmelidir. Bu metotların kullanılması bazen veri kaynaklarında aşınma ve rassal olmama gibi problemlere de yol açabilmektedir. Buna rağmen yine de panel veri kullanımı standart tahmin tekniklerinin ötesinde bize avantajlar sağlamaktadır.

Bu avantajlar şu şekilde belirtilebilir: (i) Zaman serisi ve yatay kesit çalışmalarında heterojenlik kontrol edilemediği için sapmalı sonuçlar elde etme riski varken, panel veri heterojenliği kontrol etmemizi sağlar. (ii) Panel veriler araştırmacılara daha fazla veri ile çalışmasını sağlayarak ve değişkenler arasında daha az eşdoğrusallığa (collinearity) izin vererek, daha çok bilgi veren etkin ekonometrik tahminler yapılmasını sağlar. (iii) Panel veriler zaman serileri ve yatay kesit analizleri ile elde edilemeyen etkilerin ölçümünde ve tanımlanmasında daha iyidir. (iv) Panel veri modelleri, yatay kesit ve zaman serisi modellerinden daha karmaşık modellerin oluşturulmasını ve test edilmesini sağlar.

Diğer taraftan panel verilerin dezavantajları ise şu şekilde belirtilebilir: (i) Veri sağlamada ve oluşturmada karşılaşılan problemler. (ii) Ölçüm hatalarındaki bozulmalar. (iii) Standart birim kök testlerine dayandırılan panel birim kök testlerinin, standart

birim kök testlerinde karşılaşılan kırılmaları dikkate almama, geçikmelere aşırı duyarlılık gibi problemleri içerisinde barındırması.

Son dönemlerde panel veri ekonometrisinin dinamik paneller ile birlikte en çok ilgi çeken alanlarından biri de durağan olmayan panel veri modelleridir. Veri kaynaklarındaki artışın ve bunlara ulaşmanın giderek kolaylaşması daha geniş veri kümeleriyle çalışılma imkânı sağlamıştır. Bunun bir sonucu olarak, panel veri ekonometrisi çalışmalarında geniş yatay kesit boyutu (bundan sonra N) ve küçük zaman serisi boyutu (bundan sonra T) mikro panel asimptotiklerin yerine geniş N ve geniş T makro panel asimptotikli çalışmalara doğru bir yönelim olmuştur. Burada zaman serisi boyutu T sonsuza gitmektedir. Baltagi ve Kao (2000) çalışmalarına göre, T 'nin makro panellerde iki nedenden dolayı sonsuza gitmesine izin verilir: Birincisi, heterojen regresyonlardan yana bir karma regresyon modelinin kullanımı, örtük bir şekilde, regresyon parametrelerinin homojenliğini ret eder. Bu kritik bir biçimde her bir ülkenin regresyonlarını ayrı tahmin etmek için daha geniş olan T 'ye dayanmaktadır. Literatürün diğer yanı ise panele -eş bütünleşmeden, sahte regresyondan ve durağan olmamadan endişelenerek- zaman serisi sürecini uygulamaktır. Zaman serisi boyutuna yatay kesit boyutunu eklemek eş bütünleşme ve durağan olmamayı test etmek için bir avantaj sunar. Durağan olmayan panel ekonometrisinden beklenen iki boyutun en iyilerini kombine etmektir: Zaman serilerinden durağan olmayan verileri ele alma ve yatay kesitten gelen artan veri ve gücün birleşimidir. Yatay kesit boyutu, belirli varsayımlar altında, aynı dağılımdan tekrarlı çekilişler olarak görev yapabilir. Böylece zaman ve yatay kesit boyutları panel test istatistiğini arttırdığı için normal dağılmış rassal değişkenli dağılıma yakınsayan tahmin ediciler elde edilebilir (Baltagi ve Kao, 2000).

BİRİNCİ BÖLÜM

DURAĞAN OLMAYAN PANEL VERİLER

1990'ların başından beri zaman içinde verilerde durağan olmamaya izin veren geniş T ve geniş N panellerin kullanımı üzerinde uygulamalı araştırmalar ve teorik gelişmeler görülmektedir. Bu geniş N ve geniş T panelleri panel veri analizi çalışmalarının geleneksel konusu olan geniş N, dar (küçük) T panel veri setlerinden ampirik ve teorik analizlerde uygulama açısından ve karakteristik açıdan farklıdır. Örneğin, geniş N ve geniş T panel regresyon modelleri sadece geniş N asimptotik yerine geniş N,T asimptotiklerinin kullanımını gerektirir. T geniş olduğu zaman, panelde aynı zamanda kısa hafıza ve sürekli öğelerini içeren seri korelasyon şablonunu göz önüne almakta gerekir. Penn-World tablosu gibi bazı panel veri setlerinde, zaman serisi öğeleri durağan olmamanın güçlü kanıtıdır. Bu özellik geleneksel panel veri analizinde göz önüne alınmayan bir durumdur. Bu karakteristik özellikleri taşıyan geniş N ve geniş T'li panel verileri doğru bir biçimde analiz etmek için, geniş N ve küçük T veri setine bağlı geleneksel analiz metotlarına başvurmak yetersiz kalacaktır. Çünkü geniş N ve T panelli regresyonlarda ilgi çeken test istatistikleri ve tahmin edicilerin birçoğu T ve N 'nin her ikisine de bağlıdır. Sonuçta, bu tür testlerde tahmin ediciler için kullanılan limit teorisi, genellikle her iki indekste sonsuza gitmesine izin vermeye ihtiyaç duyar. Diğer taraftan, geleneksel limit teoremleri yalnız bir indeksin sonsuza gitmesine dayanır ve bu yüzden örneklem büyüklüğünün iki indeks olduğu bir panele doğrudan uygulanamazlar (Phillips ve Moon, 1999).

Geniş panellerde uygun test istatistikleri geliştirmek için çözülmesi zorunlu olan ilk problem N ve T boyutlarının her ikisinde sonsuza gittiği durumda asimptotik analizin nasıl uygulanacağıdır.

İki indeksin sonsuza nasıl gideceği ile ilgili birçok yaklaşım geliştirilmiştir. Bu oluşuma temel katkı asimptotik teori yaklaşımı için üç temel yol sunan Phillips ve Moon(1999) tarafından yapılmıştır (Barbieri, L.,2006) :

- 1) Sıralı(Ardışık) limitler (Sequential Limits): Bu süreçte ilk olarak bir boyutun, buna T diyelim, sonsuza gitmesine izin verilir ve sonra diğerinin, buna N

diyelim, sonsuza gitmesine izin verilir. Bu sıralı limitlerin elde etmesi kolaydır ve asimptotikleri çabuk bir şekilde elde etmeye yardımcı olur; fakat bunlar bazen yanıltıcı asimptotik sonuçlar verebilir.

- 2) Diagonal-patika limitleri (Diagonal Path Limits): Bu N ve T sonsuza giderken belirli kısıtlamaların konulmasına dayanmaktadır. Bu yaklaşımdan elde edilen limit teorisi belirli (specific) fonksiyonel ilişkiye, yani $T(\cdot)$, bağlıdır ve varsayılan genişleme yolu veri bir (T, N) durumu için uygun bir tahmin sağlamayabilir.
- 3) Birleşik limitler (Joint Limits): Bu ıraksamalara belirli diagonal-patika kısıtlamaları koymaksızın N ve T 'nin her ikisinin eş zamanlı olarak sonsuza gitmesine izin verir. Genelde, bu süreç diğer yaklaşımlardan daha güçlü sonuçlar verir; fakat bazı dezavantajları da vardır: a) Bu limitin genelde elde edilmesi zordur; b) Daha güçlü koşullar (e.g. daha yüksek momentlerin var olması) yakınsama tartışmasında değişmezliği (uniformity) göz önüne almak için gereklidir; c) Bir sıralı limitin bir ortak limite eşit olduğu genellikle doğru değildir.

Çalışmamızda, bundan sonra, birinci bölüme kadar Phillips ve Moon(1999) tarafından yapılan ve durağan olmayan veriler alanında en önemli çalışmalardan biri olan “Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Development¹” adlı çalışmadan yararlanılmıştır.

1.1. Durağan Olamayan Panel Verilerde Bireysel Etkiler

Bireysel etkileri ele alma, modelleme ve yorumlama birçok panel veri analizinde çok önemlidir. Bu durum, durağan olmayan panel veriler için de aynıdır. Aşağıdaki gibi basit bir dinamik panel regresyon modeli ele alalım:

$$z_{i,t} = \alpha_i + \beta z_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (1.1)$$

Burada α_i zamanla değişmeyen bireysel etkilerdir. Eğer $|\beta| < 1$ ise, $z_{i,t}$ zaman serisi öğeleri durağandır. Bu durumda, yapılan ekonometrik uygulamalara bağlı olarak,

¹ Phillips, P.C.B., ve H. Moon. 1999b. “Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments.” *Econometric Reviews*, Taylor and Francis Journals, vol. 19(3), pages 263-286.

geleneksel panel veri analizi bazen raslantıya bağlı (incidental) parametreler olarak ve bazen rassal öğeler olarak ortaya çıkan α_i 'ye farklı yorumlar yapılabilir. $|\beta| = 1$ olduğu zaman, $z_{i,t}$ zaman serisi öğeleri durağan değildir ve bu bölüm bireysel özellikli deterministik trendler açısından bireysel etkilerin bir yorumunu sunar (Phillips ve Moon 1999).

Burada, $|\beta| = 1$ olduğu basit dinamik model (1.1) ile başlayalım. Tekrar eden ikameler aşağıdakileri elde etmemizi sağlar:

$$\begin{aligned} z_{i,t} &= \alpha_i + \beta z_{i,t-1} + u_{i,t} \\ &= \alpha_i t + z_{i,0} + \sum_{s=1}^t u_{i,t} \\ &= \alpha_i t + z_{i,t}^0 \end{aligned} \quad (1.2)$$

Burada $z_{i,t}^0$ saf (pure) bir birim kök süreci olduğu için $z_{i,t}^0 = z_{i,t-1}^0 + u_{i,t}$ olur. (1.2) denkleminin yeniden formüle edilmesi bireysel etkiye sahip durağan olmayan panel verilerin iki parçadan oluştuğunu ortaya koyar. (i) Zaman serisi öğeleri, saf birim kök süreçleri olan $z_{i,t}^0$ tarafından gösterilen stokastik trendler; ve (ii) Bireysel bir şekilde farklı (göz önüne alınan α_i varsayımlarına bağlı olarak, bazen rassal bir biçimde farklı) bireysel etkilerin gerçekleşmesi olan $\alpha_i t$ deterministik trendlerinden oluşmaktadır. Bu durağan olmayan zaman serilerinde bireysel etkilerin yorumu, bireysel olarak belirli deterministik trendler olarak yapılabilir. Bu tür formülasyonlar kısmen toplam makroekonomik zaman serilerinin modellenmesinde de faydalıdır (Phillips ve Moon 1999).

Model (1.2)'yi vektör durumuna genişletmek doğrudur. Basit bir şekilde $z_{i,t}$ 'nin m-vektörlü bir panel serisi olmasına izin verelim. $A_{i,0}$ ve $A_{i,1}$ katsayılarında m-vektörünün katsayıları olmasına izin verelim. Daha sonra, bireysel etkili böylesi paneller için doğal bir veri yaratma süreci ve durağan olmamaya göz yuman bir öğeler modeli aşağıdaki gibi olacaktır:

$$Z_{i,t} = A_{i,0} + A_{i,1}t + Z_{i,t}^0 \quad (1.3)$$

$$Z_{i,t}^0 = Z_{i,t-1}^0 + U_{i,t}$$

Bu türden modeller birçok toplam veya finansal serilerin eş zamanlı olarak, zaman içinde ve ülkeler arasında, modellenmesinde faydalı olabilir. Böylesi durumlarda, i 'ler arasındaki değişimi göz önüne almaya devam ederken, aynı zamanda $A_{i,1}$ 'in elementlerini bir şekilde kısıtlayarak, belki diğer parametrelere fonksiyonel bir bağımlılıkla, göz önünde tutmak isteyebiliriz (Phillips ve Moon 1999).

1.2. Uzun Dönem Ortalama İlişkiler

Eğer (Y,X) , $N(0,\Sigma)$ ile aşağıda gösterilen Σ ile normal olarak dağıtılmış iki değişkenli ise:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sum_{yy} & \sum_{yx} \\ \sum_{yx} & \sum_{xx} \end{bmatrix}$$

O zaman X üzerindeki Y 'nin katsayı regresyonu $\beta = \sum_{yx} \sum_{xx}^{-1}$ oranı olarak tanımlanır. Benzer bir şekilde, klasik doğrusal regresyon modelinde aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \beta X_t + U_t \quad (1.4)$$

Burada $EX_t = EU_t = 0$, X_t ve U_t korelasyonsuz olduğundan, regresyon katsayısı β , X_t ve Y_t arasındaki moment koşulunu karşılar:

$$\beta = (EY_t X_t') (EX_t X_t')^{-1} = \sum_{yx} \sum_{xx}^{-1} \quad (1.5)$$

Klasik regresyon katsayıları bu tür durağan olmayan zaman serisi değişkenlerine sahip regresyon modellerine genişletilebilir. Bağımlı değişken Y_t ve bağımsız değişken X_t birim köklü durağan olmayan varsayılırsa şunu sağlayabiliriz:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_{y,t} \\ U_{x,t} \end{pmatrix}$$

$U_t = (U'_{y,t}, U'_{x,t})'$ durağan olan hatalara sahiptir. U_t uzun dönem varyans matrisi aşağıdaki gibi olsun:

$$\Omega = \lim_T E \left(\left(\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T U_t \right) \left(\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T U_t' \right) \right) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} E(U_0 U_k')$$

ve kısımlara ayrılmış olarak şu şekilde olur:

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{yy} & \Omega_{xy} \\ \Omega_{yx} & \Omega_{xx} \end{pmatrix}$$

Bu çerçeve içinde, (1.5) denklemindeki β katsayısına benzer olan uzun dönem ko-varyans matrisi Ω için Y ve X arasında klasik bir uzun dönem regresyon katsayısı tanımlamak mümkün olabilir. Özellikle şunu tanımlayabiliriz:

$$\beta = \lim_T E \left(\frac{Y_T}{\sqrt{T}} \quad \frac{X_T'}{\sqrt{T}} \right) \left[\lim_T E \left(\frac{X_T}{\sqrt{T}} \quad \frac{X_T'}{\sqrt{T}} \right) \right]^{-1} = lr \text{ cov}(Y_T, X_T) (lr \text{ cov}(X_T))^{-1} = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} \quad (1.6)$$

Bu durumda β , iki durağan olmayan değişken X_t ve Y_t arasında uzun dönemli bir ilişki tanımlayan katsayı olarak yorumlanabilir.

Ω eksik ranka (sıraya, dizine) sahip olduğu zaman, $Y_t - \beta X_t$ 'nin belirli doğrusal kombinasyonu durağan olduğunda, β 'nin bir kointegrasyon katsayısı olduğu durağan olmayan zaman serisi literatürünün (Engle ve Granger, 1987 ve Phillips, 1986) standart bir sonucudur. β 'nin dikkate değer ve daha ilginç bir özelliği de, onun zaman serisi eşbütünleşmesi olmasa dahi, iki durağan olmayan değişken X_t ve Y_t arasında bir istatistiksel uzun dönem ilişkiyi ölçmesidir. Bu noktayı daha net görebilmek için, iki durağan olmayan zaman serisi değişkeni X_t ve Y_t 'nin takip eden ilişkiye sahip olduğunu varsayalım:

$$\begin{aligned} Y_t &= F_t + W_t \\ X_t &= F_t \end{aligned}$$

Bununla birlikte,

$$\begin{pmatrix} W_t \\ F_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} W_{t-1} \\ F_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_{w,t} \\ U_{f,t} \end{pmatrix}$$

Burada, $U_{w,s}$ bütün t ve s ler için $U_{f,t}$ ’den bağımsızdır ve sıfır olmayan uzun dönem varyansına sahiptir. Bu örnekte F_t , X_t ve Y_t ’nin durağan olmayan genel bir değişkenine karşılık gelirken, W_t durağan olmayan özel bir durumla ilgili bir değişkene karşılık gelir. W_t zaman içinde durağan olmadığından, Y_t ve X_t arasında bir kointegrasyon ilişkisinin olmadığı açıktır. Bununla birlikte, iki durağan olmayan değişken Y_t ve X_t , F_t içindeki durağan olmayan bir kaynaktan müşterek bir pay aldıklarından, hala X_t ve Y_t arasında uzun dönemli bir korelasyonun kanıtlarını bulmayı bekleyebiliriz ve bu (1.6) modelinde β regresyon katsayısıyla ne ölçtüğümüzü de göstermektedir.

Phillips and Moon (1999) bu kavramı bir *uzun dönem ortalama ilişki* olarak genişletmiştir. Gelecek bölümde tartışılacağı gibi, bu kavram aşağıdaki şekliyle durağan olmayan panel regresyonları yorumlamada faydalıdır:

$$Y_{i,t} = \hat{\beta}_{n,T} X_{i,t} + \tilde{U}_{i,t} \quad (1.7)$$

veya

$$Y_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{n,T} X_{i,t} + \tilde{U}_{i,t}$$

Burada, $(Y'_{i,t} X'_{i,t})$ ’nin zaman serisi ögeleri durağan değildir. Bunu açıklamak için $Y_{i,t}$ ve $X_{i,t}$ panel gözlemlerinin elde edilebildiğini varsayalım. Birçok uygulamada ana kütle içerisindeki i bireyleri arasında bazı heterojenlikleri hesaba katmak gerçekçi olacaktır. Bu yatay kesit heterojenliği, heterojen uzun dönem varyans matrisi Ω_i ile nitelendirilebilir. Ω_i ortalaması $\Omega = E\Omega_i$ olan bir ana kütlede rassal bir şekilde seçilerek elde edilebilir. Bu açıdan, uzun dönem regresyon katsayısı β ’yı tanımlamak için bir regresyon katsayısının bilinen klasik kavramının doğal bir uzantısıdır:

$$\beta = E(\Omega_{y_i x_i}) E(\Omega_{x_i x_i})^{-1} = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} \quad (1.8)$$

veya

$$\beta = \left(\lim_{n,T} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E \left(\frac{Y_{i,t}}{\sqrt{T}} \frac{X'_{i,t}}{\sqrt{T}} \right) \right) \left(\lim_{n,T} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E \left(\frac{Y_{i,t}}{\sqrt{T}} \frac{X'_{i,t}}{\sqrt{T}} \right) \right)^{-1} = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1}$$

Bu basitçe uzun dönem ortalama ko-varyans matrisi Ω karşılık gelen regresyon katsayısıdır.

1.3. Durağan Olmayan Panel Verilerle Doğrusal Regresyon

Panel verilerin zaman serisi yapılarına bağlı olarak, $X_{i,t}$ üzerinde $Y_{i,t}$ 'nin panel regresyonu dört durum içinde sınıflandırılabilir.

- (i) *Panel sahte regresyon*, zaman serisi kointegrasyonu (eşbütünleşmesi) yok ise,
- (ii) *Heterojen panel kointegrasyonu*, her bir birey kendisinin belirli kointegrasyon ilişkilerine sahip olması durumunda,
- (iii) *Homojen panel kointegrasyonu*, bireyler aynı kointegrasyon ilişkisine sahip olması durumunda,
- (iv) *Yakın-homojen panel kointegrasyon*, bireyler bir yerleşik parametrenin değeri tarafından karar verilen çok az farklılık gösteren kointegrasyon ilişkisine sahiptir.

$Z_{i,t} = (Y'_{i,t}, X'_{i,t})'$ panelinin zaman serisi öğelerinin entegre olduklarını varsayalım, Phillips ve Moon(1999) bu dört modeli incelemişler, regresyon katsayıları için panel asimptotikleri geliştirmişler ve sıralı ve birleşik limit konularını kullanarak test etmişlerdir. Bu bölüm kısaca durağan olmayan panel veri modelleriyle ilişkili temel bulguları incelemektedir.

1.3.1. Panel Sahte Regresyon (Panel Spurious Regression)

Durağan olmayan zaman serileri literatüründe, $Z_{i,t} = (Y_t', X_t')'$ gibi bir durağan olmayan vektörün farkının uzun dönem ko-varyans matrisi Ω tam ranka sahip olduğu zaman, X_t ve Y_t 'nin EKK regresyonlarının sahte olacağı söylenir (Granger ve Newbold, 1974 ve Phillips, 1986). Ayrıca, bunlar arasında bir kointegrasyon ilişkisi yoktur. Böylesi iki ögeli rassal vektörlü $Y_{i,t}$ ve $X_{i,t}$ panel regresyonu göz önüne alalım, bunun için herhangi bir i için $Z_{i,t}$ 'nin elementleri arasında kointegrasyon yoktur. $(\Delta Z_{i,t}, \Omega_i)$, koşullu uzun dönem ko-varyans matrisi, hemen hemen bütün i 'ler için pozitif tanımlıdır. Regresyon şu forma sahiptir:

$$Y_{i,t} = \hat{\beta} X_{i,t} + \hat{U}_{i,t} \quad (1.9)$$

veya

$$Y_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta} X_{i,t} + \hat{U}_{i,t} \quad (1.10)$$

Bu durumda, Phillips ve Moon(1999) zayıf düzenleyici koşullar altında karma en küçük kareler tahmin edicisi $\hat{\beta}, \sqrt{n}$ uzun dönem ortalama ilişki β ile tutarlıdır ve sınırlı normal dağılıma sahiptir. Diğer bir çalışmalarında, Moon ve Phillips(1998a) (1.10)'daki zaman ortalamalı veri içeren kısıtlı bir yatay kesit regresyonunun da aynı zamanda $\sqrt{n}$ 'ye eşit olduğunu, bunda β ile tutarlı ve tekrardan sınırlı normal dağılıma sahip olduğunu göstermiştir.

Phillips'in (1986) belirttiği gibi, sahte bir panel uzun dönem ortalama katsayısının tutarlı tahmininin arkasında yatan düşünce basittir ve aşağıdaki gibi açıklanabilir. X_t üzerinde Y_t 'nin bir zaman serisi sahte regresyonunda EKK tahmin edicisi $\hat{\beta}_{sp}$ 'nin limiti Brown deviniminin bir fonksiyonu olan bozulmamış bir rassal değişkendir.

$$\hat{\beta}_{sp} = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T Y_t = X_t' \left(\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T X_t X_t' \right)^{-1} \Rightarrow \int B_y B_x' \left(\int B_x B_x' \right)^{-1} \neq \beta = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1}$$

Burada $(B_y' B_x')'$ ko-varyans matrisi Ω ile bir Brown devinimi vektörüdür ve integraller burada veya çalışmanın herhangi başka bir yerinde $(0,1)$ kapalı aralığında alınmıştır. $\hat{\beta}_{sp}$, β ile tutarlı değildir. Bundan dolayı, basit bir hesaplama ile:

$$E\left(\int B_y B_x'\right) = \frac{1}{2} \Omega_{yx}, E\left(\int B_x B_x'\right) = \frac{1}{2} \Omega_{xx}$$

Şöyle olduğu için

$$\beta = E\left(\int B_y B_x'\right) \left[E\left(\int B_x B_x'\right) \right]^{-1} = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1}$$

Phillips ve Moon(1999) çalışmasındaki düşünceleri, paneldeki bağımsız yatay kesit verilerine bilgi ekleyerek, bu saf zaman serisi durumundakinden daha güçlü bir süreç elde etmektir. Daha açık bir şekilde, panel durumunda, şu tahmin ediciye sahip olunur:

$$\hat{\beta}_{N,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T Y_{i,t} X_{i,t}' \right) \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T Y_{i,t} X_{i,t}' \right) \right]^{-1}$$

Elde edilen bu denklem, bireysel i'ler arasında bilgiyi havuzlamaktadır. Eğer biz N'yi sabitler ve $T \rightarrow \infty$ izin verir ve daha sonra $N \rightarrow \infty$ gitmesine izin verirsek, şunu elde ederiz:

$$\hat{\beta}_{N,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \int B_{yi} B_{xi}' \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \int B_{xi} B_{xi}' \right]^{-1} \text{ sabit } N \text{ için } T \rightarrow \infty \text{ gittiğinden}$$

$$\rightarrow E(B_y B_x') \left[E(B_x B_x') \right]^{-1} = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} = \beta \quad N \rightarrow \infty \text{ gittiği için} \quad (1.11)$$

Benzer bir şekilde, zaman ortalamalı verilerde EKK tahmin edicisi, limit yatay kesit tahmin edicisi olarak adlandırılır:

$$\hat{\beta}_{n,T} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{T\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T Y_{i,t} \right) \left(\frac{1}{T\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T X'_{i,t} \right) \times \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{T\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T X_{i,t} \right) \left(\frac{1}{T\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T X'_{i,t} \right) \right]^{-1}$$

Bu $(T, n \rightarrow \infty)_{seq}$ olarak takip eden sıralı limite sahiptir:

$$\tilde{\beta}_{n,T} \Rightarrow \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \int B_{yi} \int B'_{xi} \right] \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \int B_{xi} \int B'_{xi} \right]^{-1} \text{ sabit } n \text{ için } T \rightarrow \infty \text{ gittiğinden}$$

$$\rightarrow_p \left[E \int B_{yi} \int B'_{xi} \right] \left[E \int B_{xi} \int B'_{xi} \right]^{-1} = \Omega_{yx} \Omega_{xx}^{-1} = \beta, \quad n \rightarrow \infty \text{ gittiği için} \quad (1.12)$$

Bundan dolayı $\hat{\beta}_{n,T}$ ve $\tilde{\beta}_{n,T}$ her ikisi de β ile tutarlıdır.

İKİNCİ BÖLÜM

PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Levin ve Lin (1992,1993) ve Quah (1994) tarafından yapılan çalışmalardan bu yana, birim kök çalışmaları panel verilerin ampirik analizlerinde önemli bir rol oynamaktadır. Gerçekte, panel verilerde entegre edilmiş(bütünleşmiş) serilerin araştırılmasında büyük bir gelişme bilinmektedir ve panel birim kök testleri ekonominin farklı alanlarına uygulanmıştır: Satın alma gücü paritesinin analizi, büyüme ve yakınsama, yatırım ve tasarruf dinamikleri, uluslar arası araştırma ve geliştirme dağılımları... (Hurlin ve Mignon, 2006).

Durağan olmayan panel veri üzerine yapılan ilk teorik çalışma tek değişkenli panellerde birim kök testlerine odaklanır. Quah (1994) ve Breitung ve Meyer (1994) çalışmalarından bu yana bu alana olan ilgi önemli bir şekilde artmıştır. Genel olarak kullanılan birim kök testleri, örneğin Dickey-Fuller (*DF*) ve Genişletilmiş *DF* (*ADF*) testleri (Dickey ve Fuller, 1981), regresyon denkleminde deterministik öğelerin olup olmamasına dayanan standart olmayan sınırlayıcı(limiting) dağılımlara sahiptir. Bundan başka, sonlu örneklemelerde böylesi testler durağan alternatiflerinden birim köklerini ayırt etmede güçsüzdür. Bu tür birim kök testleri yüksek bir şekilde dengeden sürekli sapmalı bir tek zaman serisine dayanmaktadır (Barbieri,L.,2006).

Bilinen zaman boyutuna yatay kesit boyutunu eklemek durağan olmayan zaman serisi bağlamında önemlidir. Yukarda da belirtildiği gibi, genellikle birim kök testlerinin istikrarlı olan durağan serilerden durağan olmayan serileri ayırt etmek için küçük örneklem genişliklerinde düşük güce sahip olduğu bilinmektedir. Birim kök testlerinin gücünü arttırmak için, bir çözüm çeşitli ülke ve bireylerle ilgili bilgilerde içerilen gözlem sayısını arttırmak olacaktır. Böylece, panel veri kullanımı gözlemlerin sayısını arttırmak vasıtasıyla küçük örneklem içerisindeki birim kök testlerinin düşük güçte olma durumunu çözmemize yardımcı olur (Hurlin ve Mignon, 2006).

Panel veri ve zaman serisi verilerinde birim kök testleri arasındaki ilk ana farklılık heterojenlikle ilgilidir. Zaman serisi durumunda, birim kök hipotezi veri bir birim için veri bir modelde test edildiği için heterojenlik bir problem değildir. Bunlar panel veri

içerisinde farklıdır. Çeşitli birimler üzerinde birim kök hipotezini test etmek için aynı model göz önüne alınabilir mi? Burada verilebilecek olumlu cevap panelin homojen olmasıdır. Fakat bireyler farklı dinamikler vasıtasıyla nitelendirilirse, panel heterojendir ve panel birim kök testleri bu heterojenliği hesaba katmalıdır; hatta otoregresif parametrelerin karma tahminlerine bağlı olan testler bile bir heterojenlik alternatifine karşı tutarlı olabilmektedir (Moon ve Peron,2004b)².

Heterojenliğin bu durumu panel veri ekonometrisinde temel bir nokta oluşturmaktadır. Doğal olarak, alternatiflerin belirlenmesi panel birim kök testlerinde ilk sınıflandırmayı ortaya çıkarmıştır. İlk grup, otoregresif parametrelerin karma bir tahmin edicisine bağlı olan Levin, Lin ve Chu(2002) ve Levin ve Lin(1992,1993) tarafından önerilen çalışmalarını içermektedir. İkinci grupta ise, alternatifin heterojen belirlenmesine dayanan birçok test Im, Pesaran ve Shin(1997), Maddala ve Wu (1999), Choi(2001) ve Hadri (2000) vb. tarafından önerilmektedir (Hurlin ve Mignon, 2006).

Heterojenliğin belirlenmesi yönündeki gelişmelerin yanında, ikinci bir gelişme yatay kesit bağımlılığının var oluşu ile ilgilidir. Birim kök testlerinin panel birimlerdeki kalıntılar arasında potansiyel korelasyonu göz önüne alıp almamasına göre, testlerin iki jenerasyonu **Tablo 1**'de olduğu gibi ayırt edilebilir (Hurlin ve Mignon, 2006).

Tablo 1: Birim Kök Testleri

BİRİNCİ JENERASYON TESTLER	YATAY KESİTSEL BAĞIMSIZLIK
1. DURAĞAN OLMAMA TESTLERİ:	Levin ve Lin(1992,1993) Levin, Lin ve Chu (2002) Haris ve Tzavalis (1999) Im, Pesaran ve Shin (1997, 2002, 2003) Mandala ve Wu (1999) Choi(1999,2001)
2. DURAĞANLIK TESTLERİ:	Hadri(2000)

² Moon, H.R. ve Perron B.(2004a),''Asymptotic Local Power of Pooled t-Ratio Tests for Unit Roots in Panels with Fixed Effects'', Mimeo, University of Montreal.(aktaran: Hurlin ve Mignon,2006)

Tablo 1. (Devamı)

İKİNCİ JENERASYON	YATAY KESİTSEL BAĞIMLILIK
1. FAKTÖR YAPISI	Bai ve Ng (2001,2004) Moon ve Perron (2004a) Phillips ve Sul (2003a) Pesaran (2003, 2007) Choi (2002)
2. DİĞER YAKLAŞIMLAR	O'Connell (1998) Chang(2002,2004)

Bu bağlamda, birimler arasındaki korelasyon bozucu(nuisance) parametreler oluşturur. Yatay kesit bağımsızlığı hipotezi, birim kök testlerinin makroekonomik uygulamalarında oldukça kısıtlayıcı ve gerçek dışıdır. Bu süreç, yatay kesit bağımlı olarak nitelendirilen serilere, birinci jenerasyona ait testlerin uygulamalarının düşük güç ve genişlik bozulmalarına yol açtığından beri önemli bir konudur. Yatay kesit korelasyonunu göz önüne alan panel birim kök testlerine olan ihtiyaca cevap olarak, ikinci jenerasyon testler olarak adlandırdığımız gruba dahil olan birçok test önerilmiştir. Birimler arasında bozucu parametreler olarak korelasyonu göz önüne alma dışında, bu testlerin yeni kategorileri yeni test istatistiklerini tanımlamak için bu ön hareketleri açıklamayı amaçlamaktadır. Quah (1994) çalışmasında tartışıldığı gibi, yatay kesit bağımlılığını modelleme birim gözlemleri içinde doğal bir sıralama olmadığı için zor bir iştir (Hurlin ve Mignon, 2006).

Bu zorluğun üstesinden gelmek için, yatay kesit bağımsızlığı hipotezini reddeden testler ikinci jenerasyon testler olarak önerilmiştir. Bu ikinci jenerasyon testlerde, iki temel yaklaşım birbirinden ayırt edilebilir. Birincisi, kalıntı ko-varyans matrisine birkaç tane kısıt koymaya veya hiç kısıt koymamaya bağlı olan ve Chang(2002,2004)³ tarafından benimsenen yöntemlerdir. İkinci yaklaşım, faktör yapısı yaklaşımına dayanmaktadır ve Bai and Ng (2004a), Phillips and Sul (2003), Moon and Perron (2004a), Choi (2002) and Pesaran(2003) katkılarını içerir (Barbieri,L.,2006).

³ Chang(2002,2004) yatay kesit bağımlılığından kaynaklanan bozucu parametre(nuisance parameter) problemini çözmek için çalışmalarında doğrusal olamayan yardımcı(instrumental) değişkenler metodunu veya ön yükleme(bootstrap) yaklaşımının kullanımını önermiştir.

2.1. Yatay Kesit Bağımsızlığını Varsayan Birim Kök Testleri

2.1.1. Durağan Olmama Testleri:

Modellerin birinci jenerasyonu, verilerin birimler arasından bağımsızlığı ve aynı şekilde dağıldığı varsayımı altında panel-temelli birim kök testlerinin özelliklerini incelemiştir. Bu birim kök testleri, ilk olarak Quah (1990, 1994), Breitung and Mayer(1994) and Levin and Lin (1992, 1993) tarafından önerilenlerdir. Önerilen testler arasındaki temel fark alternatif hipotezler altında göz önüne alınan heterojenliğin derecesidir (Barbieri,L.2006).

Quah(1990,1994) ve Breitung ve Mayer (1994) çalışmalarında DF test istatistiklerinin asimptotik normalliklerini elde etmişlerdir. Quah(1990,1994)'ın tesadüfi alan metotlarını (random field methods) kullanarak elde ettiği sonuçlar daha genel model tanımlamalarında ve çok değişkenli analizlerde kullanılamamaktadır. Bunun dışında, Breitung ve Mayer (1994) yaptıkları çalışmada mikro panelleri(geniş N ve küçük T) ele almışlardır. Bundan dolayı, yapılan çalışma geniş N ve T içeren makro paneller için uygun değildir.

Aşağıdaki bölümde, teoride ve pratikte sıkça kullanılan birim kök testleri aktarılacaktır. İlk olarak Levin ve Lin tarafından 1992 ve 1993'te yayımlanan testlere baktıktan sonra, Levin, Lin ve Chu tarafından 2002 yılında yayımlanan test incelenmektedir. Daha sonra, Im, Peseran ve Shin (1997,2002, 2003) tarafından önerilen testi inceledikten sonra durağan olmama testleri Maddala ve Wu (1999) ve Choi(2001) tarafından ileri sürülen Fisher tipi test ile noktalanmaktadır. Son olarak da durağan olma boş hipotezi altında Hadri(2000) çalışması incelenmiştir.

2.1.1.1. Levin ve Lin (1992,1993) ve Levin, Lin ve Chu (2002) Testleri

Levin ve Lin (1992,1993) ve Levin, Lin ve Chu (2002) panel birim kök testleri üzerine bazı yeni sonuçlar sağladılar. Quah'ın modelini, homojen birinci derece otoregresif parametreler varsayarak, bireysel deterministik etkilerin heterojenliğini (sabit ve /veya doğrusal zaman trendi) ve hata terimlerinin heterojen seri korelasyon yapısını göz önüne alacak şekilde genelleştirmişlerdir. Bu çalışmalarda, N ve T'nin her ikisinin de sonsuza yöneldiği fakat T 'nin daha hızlı bir oranda arttığı, yani $N/T \rightarrow 0$, belirtilmektedir (Barbieri,L.2006).

Levin ve Lin(1992)

Levin ve Lin(1992) aşağıdaki modeli göz önüne alır:

$$y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + z'_{it} \gamma + u_{i,t}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (2.1)$$

Burada z_{it} deterministik bölümdür. u_{it} , durağan bir süreçtir. z_{it} sıfır, bir, sabit etkili, μ_i , veya sabit etkili ve de zaman trendli olabilir. Levin ve Lin (LL bundan sonra) testleri u_{it} 'nin i.i.d $(0, \sigma_u^2)$ olduğunu ve bütün i'ler için $\rho_i = \rho$ olduğunu varsayar. LL aşağıdaki hipotezleri test eder (Baltagi ve Kao,2000).

$$H_0 : \rho = 1 \quad (2.2)$$

$$H_a : \rho < 1$$

Burada $\hat{\rho}$, ρ 'nun (2.1) denklemini içerisindeki EKK tahmin edicisi olsun ve şöyle tanımlansın:

$$z_t = (z_{1t}, \dots, z_{Nt})',$$

$$h(t, s) = z_t' \left(\sum_{t=1}^T z_t z_t' \right) z_s,$$

ve

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \sum_{s=1}^T h(t, s) y_{is} \quad (2.3)$$

Daha sonra, buradan aşağıdaki denklem elde edilir:

$$\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) = \frac{\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1} \tilde{u}_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2}$$

ve karşılık gelen t-istatistiği, boş hipotez altında şöyle verilebilir:

$$t_p = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2}}{s_e}$$

Burada,

$$s_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{u}_{it}^2$$

D_T gibi bir çarpan(scaling) matrisinin var olduğunu ve parçalı sürekli fonksiyon $Z(r)$ olduğunu varsayarsak şu elde ederiz:

$$D_T^{-1} z_{[Tr]} \rightarrow Z(r)$$

Bu, tek düze olmayan $r \in [0,1]$ içindir. Sabit bir N için, aşağıdaki elde edilir:

$$\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1} \tilde{u}_{it} \Rightarrow \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \int W_{iZ} dW_{iZ}$$

ve

$$\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2 \Rightarrow \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \int W_{iZ}^2 ,$$

$T \rightarrow \infty$ şeklinde olduğundan, burada:

$$W_{iZ}(r) = W_i(r) - \left[\int W_i Z_i' \right] \left[\int Z Z' \right]^{-1} Z(r) \quad (2.4)$$

L_2 , $Z_i(r)$ üzerinde $W_i(r)$ 'nin yansıma kalıntılarıdır ve $W_i(r)$ standart bir Brown devinimidir. Sonra $\int W_{iZ} dW_{iZ}$ ve $\int W_{iZ}^2$ i'ler arasında bağımsız oldukları ve sonlu ikinci

momentte sahip olduklarını varsayıyoruz. Daha sonra bunu şu takip eder (Baltagi ve Kao,2000):

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \int W_{iz}^2 \xrightarrow{p} E \left[\int W_{iz}^2 \right]$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\int W_{iz} dW_{iz} - E \left[\int W_{iz} dW_{iz} \right] \right) \Rightarrow N \left(0, Var \left(\int W_{iz} dW_{iz} \right) \right)$$

Yukardaki denklem, büyük sayıların ve Lindeberg-Levy merkezi limit teoreminin bir kuralı vasıtasıyla $N \rightarrow \infty$ şeklinde olduğundan bu şekildedir. Takip eden momentler Levin ve Lin (1992) den alınmıştır.

Tablo 2:Levin ve Lin(1992) Momentler

$z_{i,t}$	$E \left[\int W_{iz} dW_{iz} \right]$	$Var \left[\int W_{iz} dW_{iz} \right]$	$E \left[\int W_{iz}^2 \right]$	$Var \left[\int W_{iz}^2 \right]$
0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{3}$
1	0	$\frac{1}{3}$	$\frac{1}{2}$	?
μ_i	-1/2	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{45}$
$(\mu_i, t)'$	-1/2	$\frac{1}{60}$	$\frac{1}{15}$	$\frac{11}{6300}$

Tablo 2'yi kullanarak, Levin ve Lin (1992) $\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1)$ ve t_p 'nin sınırlayıcı dağılımını Tablo 3'teki gibi belirtmektedir.

Tablo 3: Levin ve Lin(1992) Kısıtlı(Limiting) Dağılım Tablosu

$z_{i,t}$	$\hat{\rho}$	t_p
0	$\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow N(0, 2)$	$t_p \Rightarrow N(0, 1)$
1	$\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow N(0, 2)$	$t_p \Rightarrow N(0, 1)$
μ_i	$\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N} \Rightarrow N(0, \frac{51}{5})$	$\sqrt{1.25}t_p + \sqrt{1.875N} \Rightarrow N(0, 1)$
$(\mu_i, t)'$	$\sqrt{N}(T(\hat{\rho} - 1) + 7.5) \Rightarrow N(0, \frac{2895}{112})$	$\sqrt{\frac{448}{277}}(t_p + \sqrt{3.75N}) \Rightarrow N(0, 1)$

Ardışık(sıralı) limit teoremi, $T \rightarrow \infty$ $N \rightarrow \infty$ tarafından takip edilen, Tablo 3'deki sınırlayıcı dağılımı elde etmek için kullanılır. Burada, u_{it} durağan olduğu durumda, $\hat{\rho}$ ve t_p 'nin asimptotik dağılımları seri korelasyonu nedeniyle değiştirilmelidir. Ayrıca, i 'ler arasındaki bağımsızlık varsayımı güçlü olmamakla birlikte vardır; fakat buna Lindeberg-Levy merkezi limit teoremi gereksinimlerini karşılamak için ihtiyaç duyulur (Baltagi ve Kao,2000).

Levin ve Lin (1993)'ün Monte Carlo simülasyon sonuçları, bireysel-belirli sabit etkiler olmadığı zaman, standart normal dağılımın göreceli olarak küçük örneklerde test istatistiğinin ampirik dağılımının iyi bir tahminini sağlayabileceğini ve panel çalışmaların her bir bireysel zaman serisi için ayrı bir birim kök testi uygulaması ile karşılaştırıldığında güç olarak olağan üstü bir gelişme sağlanabileceğini belirtmişlerdir (Barbieri,L.2006).

Lin, Levin ve Chu (2002)

Lin, Levin ve Chu (2002) (LLC) çalışması aslında yukarıda aktardığımız Lin ve Levin (1992) çalışmasının gözden geçirilmiş halidir. İki testimizde aynı temellerde oluşturulmuştur.

Lin, Levin ve Chu (2002) çalışmalarında, dengeden yüksek bir oranda sürekli sapma gösteren alternatif hipoteze karşı birim kök hipotezlerinin kısıtlı bir güce sahip olmasını tartışmışlardır. Özellikle bunun küçük örneklerde daha şiddetli gerçekleştiğini görerek, her bir yatay kesit için uygulanan birim kök testlerinden daha güçlü bir birim kök testi önermişlerdir. Boş hipotez her bir bireysel zaman serisi bir birim kök içerire karşı alternatif hipotez her bir zaman serisi durağandır (Baltagi, 2005).

Lin, Levin ve Chu (2002) makalesinde önerilen birim kök testi bireysel tanımlı (individual specific) kesişimler ve zaman trendlerini göz önüne alır. Bunun yanı sıra, birimler arasında hata varyansı ve daha yüksek sıradan seri korelasyonun serbest değişmesine izin verilmiştir. Tek bir zaman serisi için birim kök testlerinin standart olmayan dağılımlarına karşın, panel test istatistikleri durağan panel veri durumunda olduğu gibi sınırlayıcı normal dağılıma sahiptir. Bundan dışında, durağan paneller için

regresyonun t-istatistikleri standart normal dağılıma yakınsar iken, Lin, Levin ve Chu birim kök test istatistiklerinin asimptotik varyans ve ortalamalarının regresyon denkleminin farklı tanımlamaları altında değiştiğini bulmuşlardır (Levin, Lin ve Chu, 2002).

Levin, Lin ve Chu(2002) paneldeki bütün birimlerin (individuals) birinci dereceden kısmi otokorelasyona sahip olduğu; fakat hata sürecindeki bütün diğer parametrelerin birimler arasında serbestçe değişmelerine izin verdiğini varsaydıkları çalışmalarını üç varsayım üzerine oturtmuşlardır. Bunu gerçekleştirmek için ise stokastik bir $\{y_{it}\}$ serisi göz önüne almışlardır (Levin, Lin ve Chu,2002).

Varsayımları aşağıdaki gibidir:

(i) $\{y_{it}\}$ aşağıdaki modellerden biri tarafından yaratılmaktadır.

Model 1: $\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + u_{it}$

Model 2: $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \rho y_{it-1} + u_{it}$

Model 3: $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \rho y_{it-1} + u_{it}$

(ii) Hata süreci u_{it} bireyler arasında bağımsız bir şekilde dağılmıştır ve her bir birey için durağan tekrarlı bir ARMA süreci takip eder:

$$u_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} u_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

(iii) Bütün $i=1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ için,

$$E(u_{it}^4) < \infty; E(\varepsilon_{it}^2) \geq B_{\varepsilon}; \text{ ve } E(u_{it}^2) + 2 \sum_{j=1}^{\infty} E(u_{it} u_{it-j}) < B_u < \infty. \text{ şeklindedir.}$$

Varsayım (i) içerisinde yer alan modeller üç farklı veri yaratma süreci oluşturmaktadır. Birinci modelde, panel birim kök test süreci boş hipotez $H_0 : \rho = 0$ iken, alternatif hipotez $H_1 : \rho < 0$ değerlendirmektedir. $\{y_{it}\}$ serileri **Model 2**'de

bireysel-tanımlı bir ortalamaya sahiptir; fakat bir zaman trendi içermez. Bu durumda, panel test süreci boş hipotezin, bütün i'ler için $H_0 : \rho = 0$ ve $\alpha_{0i} = 0$ olduğu karşılığında ise alternatifinin $H_1 : \rho < 0$ ve $\alpha_{0i} \in R$ olduğu bir süreci değerlendirir. Son olarak, **Model 3** içerisinde $\{y_{it}\}$ serileri bireysel-tanımlı bir ortalamaya ve zaman trendine sahiptir. Bu durumda, panel test süreci boş hipotezin, bütün i'ler için $H_0 : \rho = 0$ ve $\alpha_{1i} = 0$ olduğu karşılığında ise alternatifinin $H_1 : \rho < 0$ ve $\alpha_{1i} \in R$ olduğu bir süreci değerlendirir. Tek bir zaman serisinde olduğu gibi, eğer deterministik element (bir kesim noktası veya zaman trendi) varsa fakat regresyon sürecine dâhil edilmez ise, birim kök testi tutarsız olacaktır. Diğer taraftan, eğer bir deterministik element gözlemlenen veri içerisinde var olmadığı halde regresyon sürecine dâhil edilir ise, birim kök testinin istatistikî gücü azaltılmış olacaktır (Levin, Lin ve Chu,2002).

Levin, Lin ve Chu(2002) çalışmasında göz önüne alınan model şu şekilde belirtilebilir:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mi} + \varepsilon_i \quad m=1,2,3 \quad (2.5)$$

Burada d_{mi} deterministik değişkenlerin vektörünü belirtirken, α_{mi} model m=1, 2, 3 için katsayılar vektörüne karşılık gelir. Özellikle, $d_{1t} = (\text{boş grup})$, $d_{2t} = \{1\}$ ve $d_{3t} = \{1, t\}$ şeklindedir. Gecikme derecesi p_i bilinmediğinden, LLC testlerini uygulayabilmek için üç adımdan oluşan bir süreç kullanmışlardır ve adımlar kısaca şöyledir (Baltagi,2005):

Adım 1: Her bir yatay kesit için ayrı ADF regresyonları uygulanır.

Adım 2: Uzun dönem standart sapmalarından kısa dönem standart sapmalarına doğru bir tahmin yapılır. Birim köklü boş hipotez altında, modelin uzun dönem varyansı tahmin edilir.

Adım 3: Panel test istatistikleri hesaplanır.

LLC, test istatistiklerinin ve regresyon tahmin edicilerinin asimptotik özellikleri durağan panel verilerden elde edilen özelliklerin bir karışımıdır. Birim kök testlerinde zaman serisi literatüründen elde edilen özellikler: yalnız bir zaman serisi için birim kök test istatistiğinin standart olamayan dağılımlarının aksine (cf. Phillips, 1987; Phillips ve Perron, 1988; Phillips ve Ouiliaris, 1990), panel regresyon tahmin edicileri ve test istatistikleri sınırlayıcı normal dağılımlara sahiptir. Ayrıca, gecikmeli bağımlı değişkenin katsayısı paneldeki bütün birimler arasında homojen olarak kısıtlandığı için deterministik öğelerin bu model içerisinde heterojenliğin önemli bir kaynağı olduğuna dikkat edilmelidir. Bununla birlikte, bir birim kökün varlığı, tahmin edicilerin yakınsama oranları ve t-istatistiklerinin $T \rightarrow \infty$ gittiği durumda $N \rightarrow \infty$ gittiği durumdan daha yüksek olmasına sebep olur (bu zaman serisi literatüründe ‘üstün-tutarlılık’ olarak adlandırılır.) (Barbieri,L.2006).

Diğer taraftan, eğer bireysel-belirli sabit etkiler varsa, zaman trendleri veya sıralı dağılımdaki seri korelasyonlar -sonuçta test istatistiği sıfırda ortalanamaz,- birim kök testinin boyutunu(size) etkiler; bu durumda Levin ve Lin düzeltilmiş(adjusted) t-istatistiğinin kullanımını önerir (Barbieri,L.2006):

$$t_{\rho}^* = \frac{t_{\rho=0} - N\tilde{S}_N\sigma_{\varepsilon}^{-2}RSE(\hat{\rho})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \quad (2.6)$$

$\mu_{m\tilde{T}}^*$ ve $\sigma_{m\tilde{T}}^*$ Monte Carlo simülasyonundan elde edilen ve Levin ve Lin(1992) ‘in makalelerinde tablolastırılan ortalama ve standart sapma düzeltme terimleridir.

$\hat{S}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\sigma}_{yi}^2}{\hat{\sigma}_{ei}^2}$, burada $\hat{\sigma}_{yi}^2$ bireysel i için uzun dönem varyansın bir karnel tahmin edicisidir (Barbieri,L.2006).

Önerilen bu birim kök testi kendi sınırlamalarına sahiptir. Birincisi, bazı durumlarda eşanlı korelasyonlar yatay kesit ortalamaları çıkarılarak basitçe ortadan kaldırılamaz. Bu çalışmada belirtilen araştırma önemli bir şekilde bireyler(birimler) arasında bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır. Bir başka ifadeyle, eğer yatay kesit korelasyonu var ise uygulanamayabilir. İkincisi, bütün birimlerin(bireylerin) bir birim

kökün varlığı veya yokluğuna göre aynı olması varsayımı bazen kısıtlıdır (Levin, Lin ve Chu,2002; Barbieri,L.,2006).

2.1.1.2. Im, Pesaran ve Shin Testleri

LL testi ρ 'nun i'ler arasında homojen olmasını gerektirdiğinden kısıtlı bir testtir. Maddala'nın (1999) dikkat çektiği gibi, boş hipotez ülkeler arasında büyüme oranlarının yakınsamasını test etmek için iyi olabilir, fakat alternatifinde her ülke aynı oranda yakınsadığından kısıtlıdır. Im, Pesaran ve Shin (1994) (IPS bundan sonra) y_{it-1} 'in heterojen katsayısını göz önüne alır ve bireysel birim kök test istatistiklerinin ortalamasına dayalı alternatif bir test süreci önerir. IPS, u_{it} yatay-kesitli birimler arasında farklı seri korelasyon özelliklerine sahip seriler ile ilişkili olduğu zaman, e.i $u_{it} = \sum_{j=i}^{p_i} \theta_{ij} u_{it-j} + \varepsilon_{it}$, ADF testinin bir ortalamasını önermektedir (Baltagi ve Kao, 2000; Baltagi, 2005).

Im, Pesaran and Shin (2003) olabilirlik taslağını kullanarak, eş zamanlı durağanlık ve durağan olmamayı göz önüne alan (i.e. ρ_i birimler arasında değiştirilebilir.), panel için daha esnek ve hesaplama olarak daha kolay bir birim kök test süreci önermişlerdir. Bu süreçten t-bar istatistiği olarak söz edilir (Barbieri,L.,2006).

LL testine karşıt olarak, bu test alternatif hipotez altında ρ_i değeri içinde heterojenliğe izin verir. IPS, (2.5) modelini göz önüne alır ve ρ yerine ρ_i ikame eder. Onların zaman trendsiz ve bireysel etkili olmayan modelleri şu şekildedir (Hurlin ve Mignon, 2006):

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{z=1}^{p_i} \beta_{i,z} \Delta y_{i,t-z} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.7)$$

Boş hipotez bütün $i=1,\dots,N$ için $H_0 : \rho_i = 0$ olarak tanımlanırken, alternatif hipotez bütün $i=1,\dots, N_1$ için $H_1 : \rho_i < 0$ ve $0 < N_1 \leq N$ olduğunda $i=N_1+1,\dots,N$ için $\rho_i=0$ olarak tanımlanır. Alternatif hipotez bazı bireysel serilerin birim kök içermesine izin verir. Böylece, karma veriler yerine, IPS N yatay kesitli birime sahip ayrı birim kök

testleri kullanır. Onların testleri grupların ortalamalarının alındığı ADF test istatistiğine dayandırılmıştır. $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p_i})$ 'i içeren $t_{iT}(p_i, \beta_i)$ 'nin i^{th} ülkedeki birim kök testi için t istatistiğini göstermesine izin verirse, IPS istatistiği o zaman şöyle tanımlanabilir (Hurlin ve Mignon, 2006):

$$t_bar_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(\rho_i, \beta_i) \quad (2.8)$$

Daha önce bahsedildiği gibi, yatay kesitsel bağımsızlığı varsayımı altında, bu istatistik N tarafından takip edilen T'nin sonsuza yöneldiği zaman bir normal dağılıma ardıl olarak yakınsadığını gösterir. Buradaki kanı takip eden gibidir. T sonsuza yöneldiğinde, her bir bireysel $t_{iT}(\rho_i, \beta_i)$ istatistiği DF dağılımına yakınsar. Eğer biz $\varepsilon_{i,t}$ ve $\varepsilon_{j,s}$ kalıntılarının $i \neq j, \forall(t,s)$ için bağımsız olduğunu varsayarsak, karşılık gelen istatistikler $t_{iT}(\rho_i, \beta_i)$ ve $t_{jT}(\rho_j, \beta_j)$ 'de de aynı zamanda bütün T'ler için bağımsız olur. Bundan dolayı, T sonsuza yöneldiği zaman, bireysel istatistikler, $t_{iT}(\rho_i, \beta_i)$, bağımsız ve aynı şekilde dağılırlar. Basit bir Lindberg-Levy merkezi limit teoreminin kullanımı o zaman yatay kesitsel ortalamanın N sonsuza gittiğinde normal bir dağılıma, t_bar_{NT} , yakınsamasını göstermek için yeterlidir. Bu açık bir şekilde yatay kesitsel bağımsızlık varsayımının IPS istatistiğinin normal sınırlayıcı dağılımının oluşturulmasında temel varsayım olduğu gösterir. N/T oranı negatif olmayan sonlu bir sabite giderken, benzer bir sonuç N ve T'nin sonsuza gitmesiyle oluşturulabilir (Hurlin ve Mignon, 2006).

Burada, t-istatistiğinin standartlaştırılmasını önermek için, IPS $E[t_{iT}(p_i, \beta_i)]$ ve $Var[t_{iT}(p_i, \beta_i)]$ değerlerini hesaplamak zorundadır. T sonsuza yöneldiği zaman bu momentler Dickey-Fuller dağılımının uygun momentlerine yönelirler, i.e $E(\eta) = -1.532$ ve $Var(\eta) = -0.706$ (Nabeya,1999). Bununla birlikte, seri korelasyon durumunda, T sabit olduğu zaman, bu momentler boş hipotez $\rho_i=0$ olsa bile β_i bozucu parametresine bağlı olacaktır. Bu yüzden, standartlaştırma pratik olmayacaktır. İki çözüm burada düşünülebilir: Birincisi, asimptotik momentler $E(\eta)$ ve $Var(\eta)$ dayanmaktadır. Uygun standartlaştırılmış t-bar istatistikleri Z_{tbar} olarak

adlandırılır. İkinci çözüm ise, boş hipotez $\rho_i = 0$ altında simulasyon yapılarak değerlendirilen $t_{iT}(p_i, 0)$ 'nin varyans ve ortalamasını kullanarak t-bar istatistiğini standartlaşma dışına taşımak olacaktır. Standartlaştırılmış t-bar istatistiğine karşılık gelen IPS varsayımı, W_{tbar} olarak adlandırılır, $k > 0$ iken $N/T \rightarrow k$ köşegeni boyunca durağan olmama boş hipotezi altında standart normal dağılıma yakınsar (Hurlin ve Mignon, 2006).

$$W_{tbar} = \frac{\sqrt{N} \left[t_{-bar_{NT}} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(p_i, 0) | \rho_i = 0] \right]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var[t_{iT}(p_i, 0) | \rho_i = 0]}} \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} N(0, 1) \quad (2.9)$$

Z_{tbar} ve W_{tbar} testleri asimptotik olarak eşit olmalarına rağmen, simulasyonlar W_{tbar} istatistiğinin – ki bu açık bir biçimde ortalama ve varyans düzeltme faktörlerini hesaplamada belirtilen ADF sırasını hesaba katar- küçük örneklerde daha etkin olduğunu göstermektedir.

Monte Carlo denemesinde Im, Pesaran ve Shin eğer belirtilen ADF testti için yeterince geniş bir gecikme derecesi seçilirse, o zaman t-bar testinin küçük örneklem performansının LLC testinden genel olarak daha iyi olduğunu ve daha fazla tatmin sağladığını göstermişlerdir (Baltagi, 2005).

Breitung (1999) ardışık yerel alternatiflere karşı IPS ve LL test istatistiklerinin yerel gücünü araştırmıştır. Breitung, LL ve IPS testlerinde eğer bireysel belirli bir trend varsa dramatik bir güç kaybına uğrayacağını bulmuştur. Bu yerel alternatiflerin sıralanması altında aynı zamanda ortalamaya taşıdığı sapma doğrulamalarına bağlıdır. Bu simülasyon sonuçları LL ve IPS testlerinin gücünün deterministik terimlerin belirlenmesine çok duyarlı olduğunu belirtmektedir (Baltagi ve Kao, 2000).

2.1.1.3. Fisher Tipi Testler: Maddala ve Wu(1999) ve Choi (2001)

Bir önceki bölümde bahsedildiği üzere, panel birim kök testleri N bağımsız bireysel test sonuçlarının önemliliklerinin testine bağlı olan heterojen modellere

dayanır. Bu bağlamda IPS ortalama bir istatistik kullanır; fakat bireysel testlerden elde edilen gözlemlenmiş yeterlilik seviyelerinin birleşimine dayanan alternatif bir test stratejisi daha vardır. P-değerlerine dayanan bu yaklaşım meta-analizde uzun bir geçmişe sahiptir. Panel birim kök testlerinde, Fisher tipi testlere dayanan böylesi stratejiler başta Choi(2001) ve Maddala ve Wu (1999) olmak üzere kullanılmıştır (Hurlin ve Mignon, 2006).

Yazarlar, panel veride birim kökü test etmek için, her bir yatay-kesit birimi içerisinde bir birim kök için test istatistiklerinin p-değerlerinin bir bileşimine dayanan parametrik olmayan bir Fisher-tipi testin kullanılmasını önerdiler(ADF testleri ve diğer durağan olmama testleri). IPS ve Fisher testlerinin her ikisi de bireysel birim kök testlerine dayanan bilgileri birleştirir ve alternatifinde ρ_i 'nin aynı olduğu LLC testinin kısıtlayıcı varsayımını gevşetmektedir. Bununla birlikte, Fisher testi daha önce önerilen Quah, LLC ve IPS testlerinden daha genel varsayımlar üzerine yapılandırılmıştır (Barbieri,L.2006).

Diğer testlerden daha genel olan bu varsayımlar Choi(2001) çalışmasında şu şekilde belirtilmektedir (Choi,I.,2001) :

- 1) Daha önceki testlerin hepsi sonsuz sayıda gruplara gereksinim duyarken, burada paneldeki grup sayısının sonlu ya da sonsuz olabileceği varsayılır.
- 2) Quah, LLC ve IPS grupların aynı tip stotastik olamayan öge içerdiğini varsayarken, bu testin her bir grubunun farklı türde stokastik ve stokastik olmayan ögelere sahip olduğu varsayılır.
- 3) Daha önceki testlerin hepsinde T'nin bütün yatay kesit birimleri için aynı olacağı varsayılır ve dengelenmemiş (unbalanced) panel durumu göz önüne alındığında başka simülasyonlara ihtiyaç duyulur, fakat burada gruplardaki zaman serilerinin hepsi için farklı olduğu ve dengelenmemiş panel durumunu göz önüne alındığı varsayılır.
- 4) Son olarak, alternatif hipotez altında hiçbir grubun birim köke sahip olmadığı daha önceki testlerin hipotezinde (IPS hariç) bazı grupların birim köke sahip olmasını ve diğerlerinin olmaması gibi bir duruma izin verilmezken, burada

alternatif hipotezde bazı serilerin birim köke sahip olduğu ve diğerlerinin olmadığı varsayılır.

Göz önüne alınan model şöyle aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = d_{it} + x_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T_i) \quad (2.10)$$

$$d_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}t + \dots + \beta_{im_i}t^{m_i}$$

$$x_{it} = \alpha_i x_{i(t-1)} + u_{it} \quad (u_{it} = I(0))$$

Modelde; y_{it} , stokastik olmayan d_{it} ve stokastik x_{it} süreçlerinin birleşiminden oluşmaktadır. Her bir y_{it} serisi i 'ye bağlı olarak farklı örneklem büyüklüklerine ve stokastik ve stokastik olmayan öğelerin farklı tanımlamalarına sahip olabilir. Özellikle model içerisinde u_{it} değişen varyanslı olabilir (Choi, I., 2001; Barbieri, L. 2006).

Testte, bütün zaman serilerinin birim köklü olduğunu (yani durağan olmadığını) belirten boş hipotez şu şekildedir:

$$H_0 : \rho_i = 0 \quad (\text{bütün } i\text{'ler için})$$

Alternatif hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_1 : |\rho_i| < 0 \quad (\text{en az bir } i \text{ için})$$

Alternatif hipotez bazı seriler durağan iken bazılarının durağan olmayacaklarını belirtmektedir.

G_{iT_i} , (2.10) denkleminin içinde i 'inci grup için bir birim kök test istatistiği olsun ve $T_i \rightarrow \infty$, $G_{iT_i} \Rightarrow G_i$ olduğunu varsayalım, ayrıca G_i dönüşmemiş bir değişken olsun. Burada, p_i de i yatay kesiti için bir birim kök testinin p-değerleri olsun, $p_i = F(G_{iT_i})$, burada, $F(\cdot)$ G_i rassal değişkeninin dağılım fonksiyonudur (Baltagi ve

Kao, 2000; Baltagi, 2005). Bununla birlikte, u_{it} 'nin bağımsızlığı ve $N \rightarrow \infty$ iken $N_k / N \rightarrow k$ (bir sabit sayı) varsayımları altında önerilen Fisher testi aşağıdaki gibidir:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \log(p_i) \quad (2.11)$$

Fisher tipi testlerin ana fikri çok basittir. Saf bir zaman serisi birim kök test istatistiği göz önüne alalım (ADF, Elliott-Rothenberg-Stock, Max-ADF, vs.). Testlerin herhangi birinden elde ettiğimiz p değerleri (yani p_i) eğer sürekli ise tek düze, yani (0,1) aralığında, değişkenler olacaklardır. Elde edilen p_i değerleri yukarda belirtilen Fisher testinde yerine konulduğunda, birim köklü boş hipotez altında, $2N$ serbestlik dereceli bir ki-kare dağılımına sahip olacaktır.

Bu testin avantajı, IPS testinde olduğu gibi, dengeli panellere gereksinim duymamasıdır. Aynı zamanda, bireysel ADF regresyonlarında farklı gecikme uzunlukları kullanılabilir. Fisher testinin diğer bir avantajı, elde edilen herhangi bir birim kök testi için uygulanabilmesidir. Dezavantajı ise, p-değerlerinin Monte Carlo benzetimleri ile elde edilmek zorunda olmasıdır (Mandala ve Wu, 1999).

N geniş olduğu zaman, limitlerde dağılım bozulacağı için Choi(2001) çalışmasında aşağıdaki testi önermiştir.

$$Z = \frac{\sqrt{N} \{N^{-1} P_{MW} - E[-2 \log(p_i)]\}}{\sqrt{\text{Var}[-2 \log(p_i)]}} = - \frac{\sum_{i=1}^N \log(p_i) + N}{\sqrt{N}} \quad (2.12)$$

Bu istatistik p değerlerinin standartlaşmış yatay kesitsel ortalamalarına karşılık gelir. Yatay kesitsel bağımsızlık varsayımı altında, Lindberg-Levy teoremi bunun birim kök hipotezi altında standart normal dağılıma yakınsadığını göstermek için yeterlidir (Hurlin ve Mignon, 2006).

2.1.2. Durağanlık Testleri

Bundan önceki bütün test süreçleri birim kök boş hipotezini değerlendirir. Hadri (2000)'de dikkat çekildiği gibi, klasik hipotezlerin test edilmesinde aksine çok güçlü kanıtlar olmadığı sürece boş hipotezin kabul edilmesi bilinen bir gerçektir. Bu standart birim kök testlerinin ilişkili alternatifleri karşısında çok güçlü sonuçlar veremeyeceğini ve birçok ekonomik seri için boş hipotezi reddetmede başarılı olamayacağı gerçeği, zaman serisi literatürü tarafından onaylanır. Ekonomik verinin durağan veya entegre edilmiş olup olmadığına karar vermek için, DeJong and Whiteman (1991) birim kök içerenlerin yanı sıra boş hipotezi durağanlık olan testin uygulanmasını önermiştir. Tek bir zaman serisi yerine bir panel veride durağanlığı test etme, başvuru panel birim kök testleri için aynı avantajlara yol açacaktır: N büyürken testin gücü artar ve test istatistiklerinin dağılımları asimptotik olarak normal olur. Bununla beraber, aynı zamanda boş hipotez bir birim köklü alternatife yakın olduğu zaman, durağanlık boş hipotezi için zaman serisi testlerinin ciddi boyut bozulmalarına sahip olmaya yöneleceğini anımsamak zorunludur. Durağanlık boş hipotezi için panel testleri bu yönden farklı değildir ve panel durağanlık testlerinin sonuçları yorumlandığı zaman bu uyarıya dikkat edilmelidir. Bu testler boş hipotezi bir birim kök vardır olan panel veri testleri ile birlikte uygulanabilir. Her iki tür testi kullanmak; durağan olduğu görünen, bir birim köke sahip olduğu görünen ve durağanlığı veya entegre edilip edilmediklerinin kanıtlanması mümkün olmayan serilerin ayırt edilmesini mümkün kılar. Daha önce sunulan Choi'nin testi aynı zamanda durağanlık boş hipotezi için kullanılabilir (Barbieri, L., 2006).

2.1.2.1 Hadri(2000)

Hadri(2000), her bir i için zaman serilerinin deterministik bir trend etrafında durağan olduğu boş hipotezine karşı alternatifinin bir birim köke sahip olduğu bir panel için Lagrange Çarpanı(LM) testine dayanan kalıntı temelli bir LM testi önerdi (Baltagi ve Kao, 2000). Daha önceki açıklanan birinci jenerasyon testlerinden farklı olarak, Hadri(2000) tarafından önerilen test durağanlık boş hipotezine dayanır. Bu test zaman serisi bağlamında Kwiatkowski (1992) tarafından geliştirilen durağanlık testinin (KPSS testi) genişletilmiş bir versiyonudur. Hadri, bireysel serilerin, $y_{i,t}$ (bütün $i=1, \dots, N$ için), bir deterministik seviye veya bir deterministik trend etrafında durağan olduğu buna

karşın alternatifinin birim kök içerdiği bir paneldeki boş hipotez için kalıntılara dayanan Lagrange çarpanı testini önermiştir. Hadri(2000) takip eden iki modeli göz önüne alır (Hurlin ve Mignon, 2006):

$$y_{i,t} = r_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.13)$$

ve

$$y_{i,t} = r_{i,t} + \beta_i t + \varepsilon_{i,t} \quad (2.14)$$

Burada $r_{i,t}$ bir rassal yürüyüş sürecidir: $r_{i,t} = r_{i,t-1} + u_{i,t}$ ve $u_{i,t}$ i.i.d $(0, \sigma_u^2)$ 'dir. Ayrıca $u_{i,t}$ ve $\varepsilon_{i,t}$ bağımsızdır. Boş hipotez böylece şu şekilde belirtilebilir: $\sigma_u^2 = 0$. Bundan başka, $\varepsilon_{i,t}$ i.i.d $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ olarak varsayıldığı için, o zaman, boş hipotez altında, $y_{i,t}$ (2.13) modelinde bir deterministik seviye etrafında ve (2.14) modelinde ise bir deterministik trend etrafında durağandır. Model (2.13) şu şekilde de yazılabilir (Hurlin ve Mignon, 2006):

$$y_{i,t} = r_{i,0} + e_{i,t} \quad (2.15)$$

ve model (2.14) de şu şekilde yazılabilir:

$$y_{i,t} = r_{i,0} + \beta_i t + e_{i,t} \quad (2.16)$$

$e_{i,t} = \sum_{j=1}^t u_{i,j} + \varepsilon_{i,t}$ şeklindedir ve $r_{i,0}$ heterojenlik kesişmesinde önemli bir rol oynayan başlangıç değerleri olur.

Şuna dikkat edilmelidir: Eğer $\sigma_u^2 = 0$ ise, o zaman $\varepsilon_{i,t} \equiv e_{i,t}$ durağandır ($r_{i,t}$ bir sabittir). Eğer $\sigma_u^2 \neq 0$ ise, $e_{i,t}$ durağan değildir ($r_{i,t}$ bir rassal yürüyüş sürecidir). Daha özel bir şekilde, Hadri(2000) $\lambda = 0$ boş hipotezine karşılık olarak $\lambda > 0$ alternatif hipotezini test etmiştir, burada $\lambda = \sigma_u^2 / \sigma_\varepsilon^2$ dir. $\hat{e}_{i,t}$ 'nin (2.15) ve (2.16)'dan gelen tahmin edilmiş kalıntılar olduklarını düşünersek, LM istatistiği şu şekilde verilebilir (Hurlin ve Mignon, 2006):

$$LM = \frac{1}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \frac{1}{NT^2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2 \right) \quad (2.17)$$

Burada $S_{i,t}^2$ kalıntıların kısmi toplamını belirtir: $S_{i,t}^2 = \sum_{j=1}^t e_{i,j}$ ve $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, σ_ε^2 'nin tutarlı bir tahmin edicisidir. Seviye durağanlığı boş hipotezi altında (model(2.13)), test istatistiği:

$$Z_\mu = \frac{\sqrt{N} \left\{ LM - E \left[\int_0^1 V(r)^2 dr \right] \right\}}{\sqrt{V \left[\int_0^1 V(r)^2 dr \right]}} \quad (2.18)$$

Bu standart normallik kuralını takip eder, burada $V(r)$ $T \rightarrow \infty$ takip eden $N \rightarrow \infty$ için bir standart Brown köprüsüdür. $\int_0^1 V^2$ karakteristik fonksiyonunun kümülatif toplamı, sırasıyla, (2.18) modelindeki $\int_0^1 V(r)^2$ 'nin ortalamasını ve varyansını verir (Hurlin ve Mignon, 2006). Bu test istatistiği eğer model bir sabit içeriyor ise ortalama için 1/6 ve varyans için 1/45 dir; diğer durumlarda ise ortalama için 1/15 ve varyans için 11/6300 $N(0,1)$ olduğundan asimptotik olarak dağılmıştır. Hadri(2000) Monte Carlo benzetimlerini kullanarak testin deneysel genişliğini yeterince geniş N ve T 'de uygun seviyesi olan %5'e yaklaştığını gösterir (Baltagi,2005).

Yin ve Wu(2000) heterojen bir panel veri modeli için durağanlık testleri önerirler. Bu çalışmada, seviye durağan ve trend durağan modellerde seriler halinde korelasyonlu hatalar durumu göz önüne alınır. Önerilen panel testleri zaman serisi literatüründen Kwiatkowski ve arkadaşları (1992) ve Leybourne ve McCabe (1994) testlerinden faydalanılarak oluşturulmuştur. Bağımsız testlerden panel bilgilerin iki farklı şeklini kullanırlar. Özellikle, grup ortalamaları ve Fisher-tipi testler panel durağanlık testlerinin geliştirilmesinde kullanılır. Monte Carlo benzetimleri büyüklüğe ve güce göre iyi küçük örneklem performanslarında kullanılırlar (Baltagi,2005).

2.1.3 Birinci Jenerasyon Birim Kök Testlerinin Sonlu Örneklem Özellikleri

Kapsamlı simülasyonlar, Im ve diğ. (1997), Karlsson ve Lothgren (1999), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) ve Levin ve diğ. (2002) gibi, panel birim kök testlerinin sonlu örneklem performanslarını açıklamak için oluşturulmuştur.

Choi(1999a), IPS t-bar testinin ve Fisher testinin küçük örneklem özelliklerini çalıştı. Choi'nin en önemli bulguları aşağıdakilerdir (Baltagi ve Kao,2000).

1. N küçük olduğu zaman, IPS ve Fisher testinin ampirik genişliği onların itibari genişliği olan 0.05'e mantıksal olarak yakındır. Fakat Fisher testi N=100 olduğunda orta genişlikte bir bozulma gösterir ki bu asimptotik teoriden beklenen bir şeydir. Sonuçta, IPS t-bar testi en uygun genişliğe sahiptir.
2. Genişlik(büyüklik) düzeltme gücüne göre, Fisher testi IPS t-bar testinin taklidi olacak gibi gözükmemektedir.
3. Modelde doğrusal bir zaman trendi olduğu zaman, bütün testlerin gücü önemli bir biçimde azalmaktadır.

Monte Carlo benzetimleri t-bar testinin LLC ve Quah testlerinden daha güçlü olduğunu göstermiştir. Breitung(2000), LLC ve IPS test istatistiklerinin yerel gücüne karşı yerel alternatiflerinin bir serisini çalışmıştır. Bu çalışmada iki testinde bireysel belirli trendler içerdiğinde olağan üstü bir güç kaybına maruz kaldıklarını bulmuştur. Bu yerel alternatifler serisi altında ortalamayı ortadan kaldıran sapma düzeltmesine (bias correction) bağlıdır (Barbieri,L.,2006).

Mandala ve Wu (1999) yaptıkları simülasyon çalışmasında aşağıdaki sonuçları elde etmişlerdir (Mandala ve Wu,1999).

1. LL testleri pratikte az ilgi çeken, çok kısıtlı hipotezleri test etmektedir.
2. IPS, LL testinin bir genelleştirmesini benimsemektedir. Bundan dolayı birçok birim kök testinin sonuçlarının birleştirilmesinde iyi bir yol olarak görülmektedir.
3. Im-Peseran-Shin, LL ve IPS testlerinin güçlerinin bir karşılaştırmasını sunar ve IPS testinin LL testinden daha kuvvetli olduğunu savunur. Bununla birlikte, açıkça beklietmek gerekirse, testlerin güçlerinin karşılaştırılması geçerli değildir.

Boş hipotezler her iki test için aynı olmasına rağmen, alternatif hipotezler farklıdır. LL testi otoregresif parametrelerin homojenliğine dayanır (hata varyanslarında ve hataların seri korelasyon yapılarında heterojen olmalarına rağmen). Böylece LL testleri karma regresyonlara dayanır. Diğer taraftan, IPS testi otoregresif parametrelerin heterojenliğine dayanır. Daha öncede tartışıldığı gibi, test farklı bağımsız testlerin bir birleşimi ile ölçülür. LL testinde olduğu gibi herhangi bir karma veri yoktur.

4. Fisher testi ile IPS testi doğrudan karşılaştırılabilir. Her iki testinde amacı farklı bağımsız testlerin anlamlılıklarının bir birleşimidir. Fisher parametrik olmayan bir testtir. Herhangi bir birim kök testinden elde edilerek kullanılabilir. IPS ise parametrik bir testtir. IPS sadece ADF testi ile kullanılabilen bir testtir. Aynı zamanda, eğer farklı örneklem için zaman serilerinin uzunlukları farklı ise, IPS tarafından oluşturulan tabloların kullanımında bir problem olur. Fisher testinin böyle bir kısıtlaması yoktur. Test herhangi bir birim kök testi ile kullanılabilir ve her bir örneklem için gecikme uzunluklarına ayrı ayrı karar verilebilir. Aynı zamanda, farklı örneklem için örneklem boyutu ile ilgili herhangi bir kısıtlama yoktur(verinin elde edilebilirliğine göre değişebilir).
5. Fisher testi kesin bir testtir. IPS asimptotik bir testtir. IPS testindeki düzeltme terimleri ile Fisher testindeki p-değerleri simülasyonlardan elde edildiği için, bunun sonlu örneklem sonuçlarında büyük bir farklılığa yol açmayacağına dikkat edilmelidir. Bununla birlikte, testlerin asimptotik geçerlilikleri farklı koşullara dayanmaktadır. IPS testi için asimptotik sonuçlar N'nin sonsuza gitmesine bağlı iken Fisher testi için bu T'nin sonsuza gitmesine dayanır.
6. İki testi ayırt etmek için en önemli gösterge: Fisher testi farklı testlerin anlamlılık derecelerini birleştirilmesine dayanırken, IPS testinin test istatistiklerinin birleştirilmesine dayanmasıdır.
7. Her iki test bağımsız testlerin birleştirilmesine dayanmaktadır. Bundan dolayı, eğer eş zamanlı bir korelasyon varsa, o zaman bireysel test istatistikleri arasında korelasyon var olacaktır. Her iki test de bu konuda yetersizdir.

Im, Pesaran ve Shin (2003) simülasyon sonuçları şu şekildedir (Barbieri, L., 2006):

— Seriler şeklinde korelasyonlu hataların olmadığı modellerde, LLC testi N'nin artmasına izin verildiği için boş hipotezi olması gerekenden daha fazla oranda

reddedebilir; küçük T için t-bar testi - LLC testi daha geniş bir boyuta sahip olmasına rağmen- biraz daha yüksek bir güce sahiptir.

— Seriler şeklinde korelasyonlu hataların olduğu modellerde, LLC testi N'nin artmasına izin verildiği için boş hipotezi olması gerekenden daha fazla oranda reddedebilir ve t-bar testi daha güçlüdür.

— Eğer yeterince büyük bir gecikme derecesi belirtilen ADF regresyonları seçilir ise, o zaman t-bar testinin sonlu örneklem özellikleri kabul edilebilir şekilde tatminkârdır ve genellikle LLC testinin olduğundan daha iyidir.

Choi'nin simülasyonları (2001) t-bar ve Fisher testlerinin performanslarını karşılaştırır. Bütün testlerin ampirik boyutlarının N küçük olduğunda makul bir şekilde nominal boyutu 0.05 'e yaklaşır. Bütün testlerin gücü N artarken artar (bu panel verinin kullanımını haklı çıkarır), fakat modelde bir doğrusal trend yer aldığına oldukça azalır. Bununla birlikte boyut düzeltme (size-adjusted) gücüne göre, Fisher testi t-bar testinden daha üstündür. Özellikle, Z testinin gücü bazen t-bar testinin üç katı daha fazladır. Boyut ve güç arasındaki değiş tokuş göz önüne alındığında, Z testi diğer testlerden daha iyi çalışıyor gibi görünür. Bundan başka, Z testinin başka bir avantajı testin hem sonlu hem de sonsuz N için kullanılmasıdır (Choi,I.,2001).

Aynı zamanda Banerjee ve diğ.(2005) panel veri oluşumu içerisinde yatay-kesit bağımsızlığı varsayımına dikkat çekmektedir. Onlar PPP hipotezini analiz eder ve panel veri ve tek değişken analizinin sonuçları arasında var olan uyumsuzluk için alternatif bir açıklama önerirler. Çalışmada, ampirik olarak panel birim kök testlerinin yatay –kesit bağımsızlığı olmama hipotezinin bozulduğu (çığnendiği) gözlemlenmiştir. Sonuç olarak, bu testlerin ampirik boyutu nominal seviyeden daha yüksektir ve testler durağan olmama boş hipotezini, durağan olmamanın genel kaynağı var olduğunda, olması gerekenden daha yüksek bir şekilde reddedeceklerdir. Banerjee ve diğ.(2005) LLC, t-bar, LM-IPS ve Fisher testlerinin performanslarını karşılaştırmak için Monte Carlo benzetimleri uygular. Yapılan çalışma, ülkeler arası eşbütünleşik ilişkiler var olduğu zaman, LLC testinin en azından boyut bozulmasına maruz kalacağını gösterir. Bu meydana gelir çünkü LLC sadece bazı bağlantılı birimlerin ilişkilerini hesaba katan havuzlanmış (pooled) bir testtir. Ek olarak, havuzlama (pooling) ile tahmin edilecek olan otoregresif parametre ρ hem boş hem de alternatif hipotez altında homojen olduğu zaman anlamsız bir kısıtlama değildir. Banerjee ve diğ. (2005) yatay kesit ko-

integrasyonunun varlığı durumunda birim kök boş hipotezinin çok sık reddedildiğini göstermiştir (Barbieri,L.,2006).

2.2. Yatay Kesit Bağımlılığını Göz Önüne Alan Testler

Bundan önce sunulan bütün testler paneldeki bireysel serilerin yatay kesitsel olarak bağımsız dağıldıkları varsayımı altında oluşturuldu. Fakat yapılan çalışmalarda yatay kesit bağımsızlığının özellikle ülkeler arasındaki karşılaştırmalarda oldukça kısıtlayıcı olduğu belirlendi. Bundan başka, yatay kesit bağımlılığının birim kök testlerinin sonlu örneklem özelliklerini de etkilediği görüldü. Sonuç olarak, yatay kesit ilişkisini göz önüne alan yeni testlerin oluşturulması zorunlu hale geldi.

İkinci jenerasyon panel birim kök testleri yatay kesitsel bağımsızlık varsayımını gevşetmektedir. Burada, öncelikli konu yatay kesitsel bağımlılığı açıkça belirlemek olacaktır. Bu tanımlama yatay kesit içindeki bireysel gözlemler doğal bir sıraya sahip olmadığından açık değildir. Bundan dolayı, yatay kesitsel korelasyona izin verecek panel birim kök testlerine olan ihtiyaca cevap olarak, araştırmacılar bir çok metot sunmuştur (Hurlin ve Mignon, 2006).

Geliştirilen metotları iki alt başlıkta toplayabiliriz:

1. Yatay kesit bağımlılığına birinci yaklaşım Bai and Ng (2001,2004) , Moon and Perron (2004), Phillips and Sul (2003), Pesaran (2003) ve Choi(2002) tarafından genel *faktör modeli* formunda yapılan çalışmalardan oluşmaktadır. Bunla birlikte, son dönemlerde faktör yapısını göz önüne almayan fakat küçük N’li panellerde yukarda belirttiğimiz testlere alternatif olacak bazı testler ortaya çıkmıştır. Bunlar, Breitung ve Das (2006) ve Sul(2006) çalışmalarında önerilen test süreçleridir.
2. İkinci yaklaşım, kalıntının ko-varyans matrisi üzerine birkaç tane kısıt koymak veya hiç kısıt koymamaya dayanan, O’Connel (1998) ve Chang (2002, 2004) tarafından önerilen testlerden oluşmaktadır.

2.2.1. Faktör Yapısı Yaklaşımı

Bu başlık altında, faktör yapısı yaklaşımını göz önüne alan çalışmalardan pratikte sıkça rastlanan Pesaran (2003), Bai ve Ng (2002), Moon ve Perron (2004a) ve Phillips and Sul (2003) çalışmaları açıklanacaktır. Bu çalışmalar farklı yatay kesit birimlerinde diferansiyel etkilerine sahip genel faktörlere izin vererek yatay-kesit bağımlılığını ele almaktadır.

Phillips and Sul(2003)'ün kalıntı bir-faktör modeli içerisinde, yatay kesit bağımlılığı olduğu zaman standart panel birim kök testleri asimptotik olarak daha fazla benzer değillerdir. Böylece, standart panel birim kök testlerini uygulamadan önce asimptotik olarak genel faktörleri elemek için bir dikkeyselleme(orthogonalization) süreci önerilmiştir ve $(T, N \rightarrow \infty)_{seq}$ için asimptotik sonuçlar sağlanmıştır (Barbieri,L.2006).

Moon and Perron (2004a) ve Bai and Ng (2004a) daha genel bir yapıda benzer dikkeyselleme süreçleri sağladılar (Barbieri,L.2006).

Moon and Perron (2004a) *temel bileşenler yöntemi* ile tahmin edilen faktör yüklenimlerinde ‘faktörleri giderilmiş’(“de-factored”) gözlemlere dayanan bir havuzlanmış (pooled) panel birim kök testi önerdiler. Birim kök boş hipotezi ve yerel alternatifi altında, testin asimptotik özelliklerinin elde edilmesinde $-N/T \rightarrow \infty$ ile N ve $T \rightarrow \infty$ giderken- eğer model deterministik trendler içermiyorsa, bu test iyi asimptotik güç özelliklerine sahiptir (Barbieri,L.2006).

Panel birim kök testlerinde yatay kesit korelasyonunun varlığını test etmede bu yaklaşımları açıklamak için, bir (gözlemlenmemiş) genel ve sıradışı (özel) öğelerin ağırlıklı toplamı olarak yazılabilen bir gözlemlenmiş veri serisi y_{it} 'nin bir faktör yapısı sunumu içerisinde yer aldığını varsayalım (Barbieri,L.2006):

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K D_{ik}(L)\eta_{kt} + C_i(L)\varepsilon_{it}$$

Burada $i = 1, \dots, N$ yatay-kesitsel birimlerdir, $t = 1, \dots, T$ zaman serisi gözlemleridir, $k = 1, \dots, K$ genel faktörlerdir (common factors). $K \ll N$ şeklindedir (Barbieri, L.2006).

Genel şok terimleri, η_{kt} , $i.i.d(0, \sigma_{f_k}^2)$ değişkenleri olduğu varsayılır ve özel öğeler, ε_{it} , aynı zamanda $i.i.d(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ şeklindedir, ayrıca η_{kt} ve ε_{it} bütün i, k, t 'ler için karşılıklı olarak bağımsızdır. Gecikme polinomları $D_{ik}(L) = \sum_{j=1}^{\infty} d_{ikj} L^j$ -burada L gecikme operatörüdür- genel faktörlerdeki gözlemlenen verilerin (dinamik) bağımlılıklarını açıklar. $C_i(L) = \sum_{j=1}^{\infty} c_{ij} L^j$ bireysel belirli (individual specific) dinamikler yaratır. Pesaran(2003,2007), Moon ve Perron (2004a) ve Bai ve Ng (2004a) modelleri yukardaki denklemin gecikme polinomlarına uygun kısıtlamalar konularak elde edilebilir (Barbieri, L.2006).

2.2.1.1. Pesaran (2003,2007) Testi

Pesaran (2003)⁴ muhtemelen yatay kesitli olarak bağımlı ve de seri olarak korelasyonlu hatalara bağlı olan dinamik panellerde birim kökü test etmek için standart DF (veya ADF) regresyonlarını bireysel serilerinin birinci farkları ve gecikme seviyelerinin yatay kesit ortalamalarıyla genişleterek basit ve yeni bir süreç sunar.

Pesaran(2003) süreci şu şekilde açıklanmaktadır: y_{it} , t anında i . yatay kesit biriminin gözlemleri olsun ve basit bir dinamik doğrusal heterojen panel veri modeli ele alalım:

$$y_{it} = (1 - \rho_i) \mu_i + \rho_i y_{i,t-1} + u_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (2.19)$$

Burada μ_i bir deterministik öğedir, y_{i0} başlangıç değerleri veridir. u_{it} , aşağıdaki gibi bir-faktör yapısına sahiptir:

$$u_{it} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (2.20)$$

⁴ Pesaran, H.M. (2003), A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, Mimeo, University of Southern California

Burada f_t gözlemlenemeyen genel etkiler ve ε_{it} ise sıradışı (özel) hatalar olarak belirtilmektedir.

Yukarıdaki iki denklem daha uygun bir şekilde şöyle yazılabilir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \lambda_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (2.21)$$

Burada $\alpha_i = (1 - \rho_i) \mu_i$, $\beta_i = -(\rho_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ şeklindedir. İlgilenilen birim kök hipotezi, $\rho_i = 1$, Pesaran (2007) çalışmasında şu şekilde açıklanmaktadır:

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad \text{bütün } i\text{'ler için,}$$

Karşıt mümkün olan heterojen alternatifler:

$$H_1 : \begin{cases} \beta_i < 0 \Rightarrow i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i = 0 \Rightarrow i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{cases}$$

Burada durağan bireylerin kesri $0 < \kappa \leq 1$ ile $N \rightarrow \infty$ giderken, $N_1 / N \rightarrow \kappa$ şeklindedir.

Pesaran(2003,2007) çalışması şu üç varsayıma dayanmaktadır:

- 1) Sıradışı şokların, ε_{it} , sonlu dördüncü-sıra momente, σ_i^2 varyansına ve sıfır ortalamaya sahip olduğu ve t ve i 'ler arasında bağımsız şekilde dağıldığı varsayılır.
- 2) f_t , gözlemlenemeyen genel faktör, sıfır ortalama, sabit varyans σ_f^2 ve sonlu dördüncü-sıra momente ile seri olarak korelasyonsuzdur. Genellik kaybı olmaksızın, σ_f^2 bire eşit olarak oluşturulur.
- 3) $\lambda_i, f_t, \varepsilon_{it}$ değişkenlerinin bütün i'ler için karşılıklı olarak bağımsız olduğu varsayılır.

ε_{it} ve f_t hakkında yapılan varsayımlar u_{it} için seri korelasyonu olmaması anlamına gelir.

Birim kök testlerini tahmin edilen genel faktörlerden sapmalar üzerine dayandırmak yerine, Pesaran(2003) bir Yatay Kesitsel Genişletilmiş DF (CADF bundan sonra) regresyonunda standart birim kök istatistiklerine dayanan bir test önerirler. Bu gecikmiş seviyelerin (levels) yatay kesit ortalamaları ve bireysel serilerin birinci farkı ile genişletilmiş bir DF (veya ADF) regresyonudur (Barbieri,L.,2006):

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (2.22)$$

Burada $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N y_{jt}$, $\Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N \Delta y_{jt}$ ve e_{it} regresyon hatasıdır.

Yatay kesit ortalaması $\bar{y}_t$ ve onun gecikmiş değerleri, f_t gözlemlenemeyen genel faktör için bir kukla (proxy) olarak model de yer alır. Burada, u_{it} 'nin seri korelasyonuna sahip olmadığı basit bir durumda $\bar{y}_{t-1}$ ve $\bar{y}_t$ 'nin gözlemlenemeyen genel faktörün, f_t , etkilerini asimptotik olarak ortadan kaldırmak için etkin olduğu sonucu ortaya çıkar. Bundan dolayı, birim köklü boş hipotezi test etmek için test yukarıdaki CADF regresyonunda b_i 'nin EKK tahmini $\hat{b}_i$ 'nin t-oranına dayandırılmıştır (Pesaran,2003).

Pesaran (2003,2007) çalışmasında, bireysel CADF testlerine dayandırdığı birim kök testinde IPS tarafından önerilen t-bar testinin genelleştirilmiş haline odaklanmış ve IPS testinin aşağıda belirtilen yatay kesitsel olarak genişletilmiş bir versiyonunu göz önüne almıştır.

$$CIPS(N,T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N,T) \quad (2.23)$$

Burada $t_i(N,T)$, yukarıda verilen CADF regresyonundaki y_{it-1} 'nin katsayısının t-oranı olarak belirtilen i. yatay kesit birimi için elde edilen CADF istatistiğidir (Pesaran, 2003).

Küçük T örneklemelerinde ortaya çıkabilecek uç sonuçların gereksiz etkilerinden kaçınmak için yukarda gösterdiğimiz birim kök testinin kısaltılmış bir versiyonunu çalışmada şu şekilde verilmiştir:

$$CIPS^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i^*(N, T) \quad (2.24)$$

Kısaltılmış CADF istatistiği şöyle tanımlanmıştır:

$$t_i^*(N, T) = \begin{cases} K_1 & t_i(N, T) \leq K_1 \\ t_i(N, T) & K_1 < t_i(N, T) < K_2 \\ K_2 & t_i(N, T) \geq K_2 \end{cases}$$

Sabitler K_1 ve K_2 , $t_i(N, T)$ 'in $[K_1, K_2]$ 'e ait olduğu olasılıklar bire yaklaştığı için sabitlenmişlerdir. Yalnızca sabit terim içeren bir modelde, karşılık gelen simülasyonu yapılmış değerler sırasıyla -6.19 ve 2.61 şeklindedir (Pesaran, 2003).

CADF ve CIPS için elde edilen sonuçlar aynı zamanda $CADF^*$ ve ilişkili $CIPS^*$ için de geçerlidir ve normal olmamasına rağmen, $CIPS^*$ istatistiğinin boş asimptotik dağılımı var olur ve bozucu parametre içermemektedir. Pesaran, farklı örneklem boyutları ve deterministik öğelerin üç tanımı (i.e. kesişim ve trend içermeyen modeller, bireysel-belirli kesişimli modeller ve doğrusal trendli modeller) için $CIPS^*$ 'in simülasyon yapılmış kritik değerlerini çalışmasında vermektedir (Barbieri, 2006).

Pesaran(2003, 2007) aynı zamanda Maddala and Wu (1999) veya Choi (2001) tarafından önerilen p-değerlerinin birleştirilmesine dayanan Fisher tipi testlerin de aşağıdaki gibi göz önüne alınabileceğini belirtmiştir.

$$P(N, T) = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_{iT}) \quad (2.25)$$

$$Z(N, T) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \phi^{-1}(p_{iT}) \quad (2.26)$$

Son olarak Peseran(2003) elde ettiği sonuçların birinci-sıra hata süreçlerini varsayarak kanıtlamıştır. Bununla birlikte, AR(p) hata tanımı için, ilişkili bireysel CADF istatistiklerinin takip eden p. sıra yatay kesit/zaman serisine genişletilmiş regresyonundan ρ_i 'nin EKK t-oranları vasıtasıyla sağlanabileceğini de belirtmiştir (Peseran,2003).

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{ij} \Delta y_{t-j} + \mu_{it} \quad (2.27)$$

Son olarak, Pesaran'ın (2003) CADF ve CIPS testleri yatay kesit bağımlılığı yalnız bir genel faktöre bağlı olduğu zaman birim kökleri test etmek için oluşturulmuştur; fakat CIPS testi bireysel CADF testinden daha iyi güç özelliklerine sahiptir ve bu yüzden tercih edilmelidir (Barbieri,2006).

2.2.1.2. Bai ve Ng Testleri

Bai ve Ng (2004a), *Özel ve Genel Öğelerde Durağan Olmayan Panel Analizi* (PANIC= Panel Analysis of Nonstationarity in the Idiosyncratic and Common Components) gözlemlenemeyen özel ve genel faktör dağılımları tarafından, faktörlerin entegre veya durağan olup olmadıklarını bilmeye gerek kalmaksızın, tutarlı bir şekilde tahmin edilir. Daha sonra, genel faktörlerden elde edilen bağımsız stokastik trendlerin sayısına karar verilir. Bireysel ve karma istatistiklerinin her ikisi de gözlemlenen seriler yerine verinin gözlemlenemeyen genel ve özel durum öğelerinde birim kökleri için ayrı testler yapmayı önerir. Genel ve özel durum öğelerinin her ikisi de durağan veya entegre edilmiş olabilir (Gengenbach, Palm ve Urbain,2006).

Bai ve Ng (2001,2004) potansiyel yatay kesit korelasyonunu hesaba katarak birim kök boş hipotezinin birinci testini önerdiler. Problem bu bağımlılığın özel bir formunun tanımlanmasına dayanmaktaydı. Bai ve Ng basit bir model önerdiler ve bir faktör analitik model göz önüne aldılar (Hurlin ve Mignon, 2006):

$$y_{i,t} = D_{i,t} + \lambda_i' F_t + e_{i,t} \quad (2.28)$$

Burada $D_{i,t}$, t sıradan polinom bir zaman fonksiyonudur. F_t genel faktörlerin bir (rx1) vektörüdür ve λ_i bir faktör yüklenimi vektörüdür. Böylece, $y_{i,t}$ bireysel serileri; heterojen deterministik öğeler $D_{i,t}$, genel öğe $\lambda_i'F_t$ ve geniş bir biçimde özel öğe olan hata terimi $e_{i,t}$ olmak üzere üç bölüme ayrıştırılırlar. Yatay kesit bağımlılığının merkezinde bulunan genel faktör F_t varlığı, her bir birey belirli bir λ_i esnekliğine sahip olacağına göre, hiçbir anlam ifade edemeyecektir. Bu durumda, eğer F_t vektörünün en az bir genel faktörü durağan değilse ve/veya özel terim $e_{i,t}$ durağan değilse, $y_{i,t}$ durağan olmadığı söylenebilir. Bu iki terimin aynı dinamik özelliklere sahip olabileceğinin hiçbir garantisi yoktur: birisi durağan olabilir, diğeri durağan olmayabilir, F_t 'nin bazı öğeleri I(0) olabilir, diğerleri I(1) olabilir, F_t ve $e_{i,t}$ farklı dereceden(sıradan) entegre edilmiş olabilirler. Bununla birlikte, farklı dinamik özelliklere sahip olan iki öğenin toplamı olarak tanımlanan bir serinin kendi birimlerinden farklı olan kendi dinamik özelliklerine sahip olacağı iyi bilinmelidir. Böylece, eğer seri geniş bir durağanlık öğesi içerir ise, $y_{i,t}$ 'nin durağanlığını kontrol etmek zor olabilir. Bu, $y_{i,t}$ 'nin durağan olmamasını doğrudan test etmek yerine Bai ve Ng(2004)'nin özel öğeler ve genel öğelerdeki bir birim kök varlığını ayrı ayrı test etmeyi önermelerinin nedenidir. Bu süreç yazar tarafından PANIC olarak adlandırılmıştır (Hurlin ve Mignon, 2006).

Yukarda da belirtildiği gibi, $y_{i,t}$ 'de birim kökün varlığını test etmek yerine burada önerilen yaklaşım genel faktörlerin ve özel faktörlerin ayrı test edilmesine dayanmaktadır. PANIC, durağan olmamanın kaynağının genel faktörler mi yoksa özel faktörler mi olduğuna karar vermemize izin verir. PANIC aynı zamanda takip eden üç ekonomik problemi çözümlememize yardımcı olur. Birincisi, farklı entegresyon dereceli serilerin toplamı ile ilgili olan boyut sorunudur. İkincisi, faktör modelindeki kişisel özellikli öğelerin i'ler arasında zayıf bir korelasyona sahip olması gerçeğinden kaynaklanır. Diğer taraftan, eğer veri bir faktör yapısına uyarsa, $y_{i,t}$ birimler arasında güçlü bir korelasyona sahip olacaktır. Böylece, e_{it} 'ye dayandırılan karma testlerin karma için gerekli olan yatay kesit bağımsızlığını karşılamaları daha muhtemeldir.

Üçüncüsü güçle ilgilidir, karma testlerin yatay kesit bilgilerinden yararlandığı ve tek değişkenli birim kök testlerinden daha güçlü olduğu gerçeğidir (Bai ve Ng, 2001).

Genel ve özel öğelerin her ikisi de gözlemlenemediğinden ve amacımız onların bir birim köke sahip olup olmadıklarını belirlemek olduğundan, analizimizin anahtar noktası bu öğelerin durağanlık özelliklerini hesaba katmadan tutarlı bir tahmin yapmak olacaktır. Bunu yapmak için, geniş boyutlu paneller kullanılarak veri ayrıştırma güçlü bir genel-özel (I-C) ayrıştırması önerilmektedir. Bu, zaman (T) ve yatay kesit boyutlarının (N) her ikisinin de gözlem sayısının geniş olduğu bir veri setidir. Geniş N genel değişimin (common variation) durağan olup olmadığının tutarlı bir tahminine izin verirken, geniş bir T ise testlerin sınırlayıcı dağılımının sağlanabilmesi için ilgili merkezi limit teoreminin uygulanabilmesini sağlar (Bai ve Ng, 2001).

Yukarıda anlatılan y_{it} serisinin, $D_{i,t}$ deterministik öğesinin trend içermediği bir durum için aşağıdaki gibi yaratıldığı varsayılır:

$$y_{it} = c_i + \beta_i t + \lambda_i' F_t + e_{it}; t = 1, \dots, T \quad (2.29)$$

$$F_{mt} = \alpha_m F_{m,t-1} + u_{mt}; m = 1, \dots, r$$

$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + \varepsilon_{it}; i = 1, \dots, N.$$

Eğer $\alpha_m < 1$ ise, m^{th} genel faktör durağandır. Eğer $\rho_i < 1$ ise, kişisel özellikli öğe $e_{i,t}$ i^{th} birey için durağandır. Amaç $F_{m,t}$ ve $e_{i,t}$ öğelerin gözlemlenemediği ve tahmin edilmesi gerektiği veri iken bu öğelerin durağanlıklarını anlamak olacaktır (Bai ve Ng, 2001).

PANIC geçerliliği böylece, $e_{i,t}$ ister I(0) ister I(1) olsun, kendi entegrasyon derecelerini koruyan $F_{m,t}$ ve $e_{i,t}$ 'nin tahmin edicilerinin sağlanma olasılığına bağlıdır. Başka bir deyişle, genel değişim kointegrasyon kısıtlamasına ve/veya durağanlık varsayımına başvurmaksızın elde edilmelidir. Bai ve Ng birinci farkı alınmış verilerdeki faktörlerin tahmini ve bu tahmin edilen verilerin toplanması yoluyla bunu başarmışlardır (Hurlin ve Mignon, 2006).

2.2.1.3. Phillips ve Sul(2003a) ve Moon ve Perron(2004a) Testleri

Bai ve Ng (2001) çalışmasından farklı bir şekilde, Phillips ve Sul(2003a) ve Moon ve Perron(2004a) doğrudan gözlemlenebilen $y_{i,t}$ serilerinde birim kök varlığını test ettiler. Gerçekte, bireysel ve genel öğeler üzerinde ayrı test süreçleri uygulamadılar. Bu temel farkın arkasında, bir faktör modelinin kullanımına bağlı olarak iki yaklaşım arasında bazı benzerlikler görülür (Hurlin ve Mignon, 2006).

Moon ve Perron (2004a) modeli takip eden modeli göz önüne alır:

$$y_{i,t} = \alpha_i + y_{i,t}^0 \quad (2.30)$$

$$y_{i,t}^0 = \phi_i y_{i,t-1}^0 + \mu_{i,t}$$

$$\mu_{i,t} = \lambda_i' F_t + e_{i,t}$$

Birinci seferde, F_t vektörünün r boyutu bir ‘öncelik’ (priori) olarak bilinir ve $v_{i,t}$ i.i.d.(0,1) içeren $e_{i,t} = \sum_{j=0}^{\infty} d_{i,j} v_{i,t-j}$ özel (sıradışı) testleri bireysel boyutlar içerisinde korelasyonsuzdur. O zaman, $y_{i,t}$ değişkenlerinin yatay kesitsel korelasyonu $E(\mu_{i,t} \mu_{j,t}) = \lambda_i' E(F_t F_t') \lambda_j$ olduğu için λ_i vektörü tarafından belirlenir. Birisi en azından bir i bireyi için $H_1: \phi_i < 1$ alternatif hipotezine karşı bütün bireyler için $H_0: \phi_i = 1, \forall i = 1, \dots, N$ birim köklü boş hipotezi test edebilir (Hurlin ve Mignon, 2006).

Sabit etkileri göz önüne alan dinamik bir panel veri modelinde birim kökleri test etmek için bu kişiler tarafından önerilen iki uygulanabilir t istatistiği göz önüne alınacaktır. Durağan hata terimi kişisel şokların eklendiği K-gözlemlenemeyen-genel-faktör modelini takip eder. T-istatistikleri veri serilerinin birinci sıra seri korelasyon katsayısının yaklaşık olarak standartlaştırılmış karma tahmin edicisine dayanır (Gengenbach, Palm ve Urbain, 2006).

Phillips ve Sul (2003) ise bireysel serileri farklı şekillerde etkileyebilecek dağılımlarda takip eden genel zaman faktörü modelini göz önüne alır:

$$u_{i,t} = \delta_i \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2.31)$$

Bu modelde zaman içinde $\theta_t \sim IIN(0,1)$ böyledir. Ayrıca, δ_i i serileri üzerinde genel zaman etkilerini ölçen ‘özel durum payı’(idiosyncratic share) parametreleridir. Diğer taraftan, t üzerinde $\varepsilon_{it} \sim IIN(0,1)$ olur ve ε_{it} , ε_{js} ve θ_s bütün $i \neq j$ ve bütün s, t için bağımsızdır. Bu model zaman üzerine bağımsız şekilde dağıtılan bir-faktör modeline dayanır. $E(u_{it}, u_{js}) = \delta_i \delta_j$ ve eğer bütün i’ler için $\delta_i = 0$ ise yatay kesitsel bir korelasyon yoktur. Fakat bütün i, j için $\delta_i = \delta_j = \delta_0$ olduğunda tek bir yatay kesitsel korelasyon vardır (Baltagi, 2005).

2.2.2. Kovaryans Kısıtlamaları Yaklaşımı

Panel verideki yatay-kesit korelasyonu problemini ele almak için ilk girişim O’Connell (1998) tarafından yapılmıştır. O’Connell, homojen paneller için GLS-temelli bir birim kök testinden bahsetmiştir. Rastsal bireysel etkilerden ve rastsal zaman etkilerinden karşılıklı (çift taraflı) bağımsız bir hata ögesi (error component) modelinde ortaya çıkacak bir modele benzeyen, bir kovaryans matrisi göz önüne almıştır. Bununla birlikte, bu yaklaşım teorik olarak sadece N sabit olduğunda geçerlidir. $N \rightarrow \infty$ gittiğinde, GLS transformasyon (dönüşüm) matrisinin tutarlı tahmini, popülasyon ko-varyans matrisi rank N olduğu zaman bile, $N > T$ olduğunda örneklem yatay-kesit kovaryans matrisi T rankına sahip olacağı için iyi tanımlanmış bir kavram olmayacaktır (Barbieri, L., 2006).

Diğer bir girişim Maddala and Wu (1999) tarafından önerilmiştir. Onlar LLC, IPS ve Fisher tipi test istatistiklerinin kritik değerlerini ampirik dağılımları elde etmek için özçıkarma (bootstrap) yapmışlardır ve sonuç elde etmişlerdir. Bu yaklaşım yatay-kesit korelasyonuna bağlı olarak gerçekleşen boyut bozulmalarında, onları tamamen yok etmemesine rağmen, bir azalma ile sonuçlanmaktadır. Bu yöntemin temel dezavantajı teknik olarak uygulaması zordur ve Mandala ve Wu panel veri için özçıkarma yönteminin kullanımının doğruluğunu kanıtlayamamışlardır (Barbieri, L., 2006).

2.2.2.1. Chang (2002,2004) Testleri

Chang (2004), yatay kesitsel olarak bağımlı panellere birim kök testi uygulamak için özçıkarma metodunu uygular. Daha özel olarak, genel taslak içerisinde, yatay-kesit birimleri arasında değişebilen genel doğrusal süreçten elde edilen her bir panel; T büyürken artan sonlu sıranın (order) bir otoregresif entegre edilmiş süreci vasıtasıyla bu süreçlere yaklaşır. Bireysel seriler yaratarak birimler arasındaki bağımlılığı hesaba katmak için, N denklemlerinin bütün sisteminin tahminine dayanan birim kök testi önerilmiştir. Testlerin sınırlayıcı dağılımları T sonsuza giderken ve N sabitken elde edilir. Bu yüzden özçıkarma yöntemi otoregresyonlara yaklaşmak için uygulanır ve orijinal örnekleme dayanan panel birim kök testleri için kritik değerler sağlanır (Chang,2004).

Yatay kesit bağımlılığı halinde standart panel birim kök testlerinde çıkabilecek zorlukların üstesinden gelmek için, -bunlar standart olmayan limit dağılımlarına sahiptir (LLC, IPS gibi)- Chang özçıkarma metodunun kullanılmasını önerir. Özçıkarma panel birim kök testlerinin tutarlı olduklarını ve IPS t -bar istatistiğine göre sonlu örneklemlerde daha iyi performans gösterdiklerini belirtir (Barbieri,2006).

Chang(2002) aynı zamanda alternatif bir doğrusal olmayan araç (instrumental) değişken (IV bundan sonra) yaklaşımı önerir. Daha öncekiler gibi, amaç bozucu parametre problemini çözmektir ve bunu yapmak için, Chang (2002) yatay kesit bağımlılığının asimptotik olarak değişmez değerli panel istatistikleri durumuna getirmeye çalışır. Her bir yatay kesit birimi için, dışsal değişkenlerin gecikme değerlerinin entegre edilebilir bir dönüşümü vasıtasıyla yaratılan araç değişkenleri kullanarak genel bir ADF regresyonundan AR katsayısını tahmin eder. Daha sonra, N doğrusal olmayan araç değişkene (IV) dayanan birim kök testi için N tane bireysel t -istatistiği oluşturur. Bu t istatistikleri boş hipotez altında sınırlayıcı standart normal dağılıma sahiptir. Sonuç olarak, IPS yaklaşımında olduğu gibi bireysel IV t -oranı istatistiklerinin bir yatay-kesit ortalaması göz önüne alınır (Barbieri,2006).

Özellikle, Chang bir birinci-sıradan otoregresif regresyon vasıtası ile yaratılan bir panel modeli göz önüne alır:

$$y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + u_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T_i \quad (2.32)$$

Burada bilindiği gibi i bireysel yatay-kesit birimlerini gösterir (bireyler, ev halkı, ülkeler ve endüstriler gibi) ve t zaman serisi gözlemlerini gösterir. Her bir bireysel i için T_i zaman serisi gözlemlerinin sayısının yatay kesit birimleri arasında farklı olabileceğine dikkat edilmelidir. Böylece, dengesiz (unbalanced) panellere izin verilir. Burada ilgilenilen yukarıdaki denklemde verilen *bütün* y_{it} 'ler için, $\alpha_i = 1$ birim köklü boş hipotezine karşılık, alternatif hipotez *bazı* y_{it} 'ler için $|\alpha_i| < 1$ şeklindedir. Böylece boş hipotez bütün y_{it} 'lerin birim köke sahip olduğu anlamına gelirken, bunun ret edilmesi durumunda y_{it} serilerinin herhangi birinin durağan olduğuna ulaşılır. Bundan dolayı, boş hipotezin ret edilmesi bütün panelin durağan olduğu anlamına gelmez. Burada, $(y_{1t}, \dots, y_{Nt})$ 'nin başlangıç değerleri $(y_{10}, \dots, y_{N0})$ basitlik için sıfırda oluşturulmuştur (Chang, 2002; Chang, 2004).

Hata terimi u_{it} bir $AR(p_i)$ süreci tarafından şu şekilde verilir:

$$\alpha_i(L)u_{it} = \varepsilon_{it} \quad (2.33)$$

Burada L bilinen gecikme operatörüdür.

$$\alpha_i(z) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ik} z^k \quad i=1, \dots, N \quad (2.34)$$

Burada, $i=1, \dots, N$ için, bütün $|z| \leq 1$ durumlarında $\alpha_i(z) \neq 0$ varsayımı altında yukarda verdiğimiz $AR(p_i)$ sürecine sahip olan u_{it} ters çevrilebilirdir. Bu aşağıdaki gibi bir hareketli-ortalama sürecine sahiptir.

$$u_{it} = \pi_i(L)\varepsilon_{it} \quad (2.36)$$

Burada $\pi_i(z) = \alpha_i(z)^{-1}$ şeklindedir ve şu şekilde verilmiştir:

$$\pi_i(z) = \sum_{k=0}^{\infty} \pi_{i,k} z^k \quad (2.37)$$

Burada yeni oluşturulan ε_{it} 'lerin yatay korelasyonları vasıtasıyla yatay kesit bağımlılığı göz önüne alınmaktadır (Chang,2002).

(2.32) ve (2.33) verildiğinden şimdi modeli şu şekilde yeniden yazmak mümkündür:

$$y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{i,k} u_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (2.38)$$

Burada, birim kök boş hipotezi altında $\Delta y_{it} = u_{it}$ olduğundan, yukarıdaki regresyon şöyle olur:

$$y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (2.39)$$

Bu denklem birim kök testi için temel alacağımız denklemdir (Chang,2002).

Yatay kesit bağımlılığını ele almak için, Chang araç yaratma fonksiyonu (IGF= instrument generating function) olarak adlandırılan, i.e $F(y_{it-1})$, y_{it-1} gecikme değerlerinin doğrusal olmayan bir fonksiyonu olan $F(.)$ vasıtasıyla yaratılan araçları kullanır. $F(.)$ düzenli olarak $\int_{-\infty}^{\infty} xF(x)dx \neq 0$ karşılayan -i.e. doğrusal olmayan yardımcı $F(.)$, y_{it-1} regresyonu ile korelasyonludur- entegre edilebilen bir fonksiyondur (Barbieri,2006).

Bütün y_{it} 'ler için $H_0 : \alpha = 1$ birim kök hipotezini test etmek için, Chang doğrusal olmayan IV tahmin edicisi $\hat{\rho}_i$ 'den Z_i olarak gösterilen bir t-oranı istatistiği oluşturmuştur (Barbieri,2006):

$$Z_i(\alpha_i) = \frac{\hat{\alpha}_i - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_i}} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{d} N(0,1) \text{ bütün } i=1, \dots, N \text{ için} \quad (2.40)$$

Bununla birlikte, IV t-oranı devamlı entegre edilebilir bir IGF ile kullanılırsa, bütün $|\alpha_i| \leq 1$ için, asimptotik olarak standart normal bir dağılıma yakınsar (Chang,2002).

Bu asimptotik Gaussian sonucu temel olarak bilinen birim kök limit teorilerinden farklıdır ve bu tamamen IV 'nin doğrusal olmamasına bağlıdır. Daha önemlisi, bireysel Z_i istatistiklerinin limit dağılımları yatay-kesitsel olarak bağımsızdır. Bundan dolayı, bu asimptotik ortogonallık bireysel bağımsız istatistiklerin yatay-kesit ortalamalarına dayanan bir birim kök testi önerilmesine yol açar (Barbieri,2006).

Bütün $i=1, \dots, N$ için $H_0 : \alpha_i = 1$ birim kök boş hipotezini test etmek için önerilen test istatistiği ise her bir yatay kesit birimi için ilk denklemden elde edilen bireysel test istatistiklerinin bir ortalamasıdır. Ortalama IV t-oranı istatistikleri şu şekilde tanımlanır (Chang,2002):

$$S_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N Z_i \quad (2.41)$$

$N^{-1/2}$ faktörü sadece bir normalleştirme faktörü olarak kullanılır. S_N sonuçları bir sınırlayıcı standart normal dağılıma sahiptir. Daha sonra bu sonuç vasıtasıyla genel yatay-kesit bağımlılığından, dengesiz(unbalanced) paneller için olsa bile, standart normal bir dağılıma dayanan basit sonuç çıkarımı yapmak mümkündür. Daha özel olarak, Chang'ın limit teorisi geniş bir uzamsal (spatial) boyut gerektirmez ve sonuç olarak N -büyük veya küçük- herhangi bir değer alabilir. Son olarak, deterministik ögeli modeller ortalamadan farkı alınmış (demeaned) ve trendten arındırılmış (detrended) veriler kullanılarak benzer bir şekilde analiz edilebilir (Barbieri,2006).

Chang(2002), kendi yaklaşımının çok genel ve iyi sonlu örneklem özelliklerine sahip olduğunu iddia eder. Onun simülasyon sonuçları standart normal kritik değerler kullanılarak hesaplanan S_N 'nin sonlu örneklem boyutlarının epey yakın bir şekilde nominal test boyutlarına yakınsadığını gösterir. Bundan başka, S_N testi genelde kullanılan IPS t-bar testlerinden fark edilecek şekilde daha yüksek ayırım gücüne

sahiptir. Panel doğrusal olmayan IV birim kök testi yatay-kesit bağımlılığı altında, özellikle daha küçük zaman ve uzamsal boyutlara sahip paneller için, t-bar testinin önemli bir şekilde geliştirilmiş olarak görünür (Barbieri,2006).

Bununla birlikte, Im and Pesaran (2003) Chang'ın testinin sadece $T \rightarrow \infty$ giderken N sabit olarak alınırsa geçerli olacağını göstermiştir. Onların Monte Carlo simülasyonu Chang'ın testinin, hatta göreceli olarak N'nin küçük değerleri için bile, yatay kesit bağımlılığının makul dereceleri için toplu olarak aşırı-boyutlandırılmıştır (over-sized) (Barbieri,2006).

2.2.3. İkinci Jenerasyon Testlerin Sonlu Örneklem Özellikleri

Daha önceki tartışmalardan Bai ve Ng (2004a) yaklaşımının Pesaran (2003) ve Moon ve Perron (2004a) testlerinden daha genel olduğuna dikkat edilmelidir. Bütün bu testler verilerin aynı dinamik yapıda olduğunu varsayarlar ve uygulama için basit hesaplamalara sahiptir. Onlar basitçe bazı tablolaştırılmış kritik değerlere ve K genel faktör sayısının seçimine gereksinim duyar. Üç yaklaşımla faktör modellerini kullanma, yatay-korelasyonu veya panel birimleri arasında kointegrasyonu modellemede uygun bir yoldur. Genel faktörler ve hata terimleri arasında bağımsızlık varsayımı (havuzlanmış test için zorunlu) bağımsız yatay kesitler varsayımından (IPS ve LLC testi) çok daha az kısıtlıdır (Barbieri,2006).

Gengenbach ve diğ. (2004) çalışmalarında Bai ve Ng (2004a), Pesaran (2003) ve Moon ve Perron (2004a) çalışmalarının benzer ve farklı yönlerini aşağıdaki gibi belirtmişlerdir (Gengenbach, Palm ve Urbain,2004):

1. Bai ve Ng (2004a) yaklaşımı, verinin varsayılan dinamik yapısına göre temelde aynı olan fakat test istatistiklerine ve uygulanan testlere göre değişebilen Pesaran (2003) ve Moon ve Perron (2004a) çalışmalarından daha fazla kısıtlamaya sahiptir.
2. Bai ve Ng (2004a), özel veya genel kaynaklardan gelen verinin durağan olmamasına izin verirken, Pesaran (2003) ve Moon ve Perron (2004a) yaklaşımları boş hipotez altında özel ve genel stokastik trendleri varsayar.
3. Üç yaklaşımda aynı modele konulan farklı kısıtlamalarla elde edilebilmektedir.

4. Pesaran (2003) ve Moon ve Perron (2004a) boş hipotezleri Bai ve Ng (2004a) çalışmasının özel bir durumuna karşılık gelmektedir.
5. Pesaran (2003) ve Moon ve Perron (2004a), verinin genel ve özel öğelerinin aynı dereceden entegre olduklarını varsayarken, Bai ve Ng (2004a) bunların farklılaşmasına izin verir.
6. Üç testte bütün yatay kesit verilerinin birim köklü olduğu aynı boş hipoteze sahiptir. Aynı zamanda üç yaklaşımda bazı serilerin durağan olduğu ve bazılarının olmadığını belirten alternatif hipoteze sahiptir.
7. Üç testte ana öğeleri kullanarak veya Pesaran (2003) çalışmasındaki gibi yatay kesit ortalamalarını içererek genel öğeleri tahmin etmelerinden dolayı geniş N ve T serileri için hazırlanmıştır.
8. Pesaran (2003) ve Moon ve Perron (2004a), y_{it} 'ler arasında ve de gözlemlenen veriler ve genel faktörler arasında kointegrasyon olasılığı göz ardı ederken, Bai ve Ng (2004a) modelleri her iki olasılığı da içerir.
9. Pesaran (2003) ve Bai ve Ng (2004a) modelleri ya bir sabit ya da bir lineer trend içerir; Moon ve Perron (2004a) testi sadece kısıtlanmış sabitin var olduğu durumlar için önerilir.
10. Bu üç yaklaşım tarafından da kullanılan faktör yapıları yatay kesit bağımlılığını ve hatta panel üyeleri arasındaki eş bütünleşmeyi modellemek için uygundur.

Bu özelliklere bağlı olarak, gözlemlenen durağan olmama durumunun sadece durağan olmayan genel faktörlere dayandığı durumda (i.e. bireysel seriler yatay kesit boyutu boyunca ikili(çift) olarak kointegre olur), sadece Bai and Ng (2004a) testleri bu durumu ortaya çıkarmamızı sağlayabilir. Aksine, Moon ve Perron (2004a) ve Pesaran (2003) yaklaşımlarının her ikisi de sistematik bir şekilde serilerin durağan olamamasını reddetmeye yönelir (Barbieri,2006).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

PANEL KOİTEGRASYON(EŞ-BÜTÜNLEŞME) TESTLERİ

Zaman serisi bakımından, eş-bütünleşme eğer bir değişken grubu bireysel olarak birinci sıradan(dereceden) entegre ise, bu değişkenlerin bazı doğrusal kombinasyonlarının durağan olmasının mümkün olduğu düşüncesine dayanır. Bu durumda, eğim katsayılarının vektöründen eş-bütünleşik vektör olarak bahsedilir (Barbieri,L.,2007).

Panel birim kök testleri durağanlık için kalıntı serilerini test etmek vasıtasıyla kalıntı-temelli eş-bütünleşme testlerine adapte edilebilir. Bu adaptasyon süreci tahmin sürecinden dolayı zordur. Boş hipotezinde eş-bütünleşmenin olmamasını test eden eş-bütünleşme testleri ‘sahte regresyon’ problemini hesaba katmalıdır. Boş hipotezi eş-bütünleşme olan testler bir eş-bütünleşik ilişkinin etkin bir tahminini dikkate almalıdır. Bundan başka, ‘havuzlanmış’(pooled) tahmin kavramı yatay kesit test sonuçlarını havuzlamadan (pooling) farklıdır. Birim kök test etme durumunda, birçok test her bir bireysel yatay-kesiti bağımsız olarak ele alır. Eş-bütünleşme durumunda, her bir yatay kesiti bağımsız olarak ele almak değişen eğimler ve değişen kesişimleri göz önüne almaya çevrilebilir. Bu model için güçlü bir anlama sahiptir (Barbieri,L.,2007).

Geliştirilen testler iki grup halinde sınıflandırılabilir:

- 1) Eş-bütünleşme olmaması boş hipotezini değerlendiren testler: Kao (1999), McCoskey ve Kao (1999a), Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004), Groen ve Kleibergen (2003); Larsson ve Lyhagen (1999), Bai ve Ng (2004), Choi (2001) ve Hanck (2007) şeklindedir. Bu testleri de aralarında, aşağıda da belirteceğimiz üzere, kalıntı temelli ve olabilirlik temelli testler olarak ikiye ayırmak mümkündür.
- 2) Boş hipotezinde eş-bütünleşmeyi değerlendiren yalnızca McCoskey ve Kao (1998) çalışması çalışmamızda ayrıntılı olarak incelenmiştir.

Eş-bütünleşme testleri birim kök testlerine göre daha karmaşık süreçlere sahiptir. Çalışmamızda yalnızca pratikte sık kullanılan test süreçleri aktarılmaktadır.

3.1. Boş Hipotezi Eş-Bütünleşme Bulunmaması Olan Testler

Eş bütünleşmeyle ilgili aşağıda anlatılacak bütün bu testler regresyon denkleminin hata sürecinin durağan olup olmamasına karar verilmesi ilkesine dayanmaktadır. Boş hipotezi eş-bütünleşme olmaması durumunu kanıtlayan testlerimizi iki alt başlık altında inceledik. İlk olarak, kalıntı temelli eş bütünleşme testleri başlığı altında Kao (1999), McCoskey ve Kao (1999a), Pedroni (1997, 1999, 2000, 2004) ve Hanck(2007) testlerine baktık. Daha sonrada olabilirlik temelli eş bütünleşme testleri başlığı altında Groen ve Kleibergen (2003) ve Larsson ve Lyhagen (1999) testlerine baktık.

3.1.1. Kalıntı Temelli Eş-Bütünleşme Testleri

Panel veri ve zaman serisi literatüründe ilk kalıntı-temelli eş bütünleşme testleri eş bütünleşme bulunmama boş hipotezine dayanmaktadır. Bu testler regresyon denkleminin hata sürecinin durağan olup olmamasına karar vermeye bağlıdır (McCoskey ve Kao,1999a).

Kalıntı-temelli testler zaman serisi alanında Engel ve Granger (1987) testi kaynak alınarak oluşturulmuştur. Ayrıca, panel sabit regresyonunun kalıntıları test istatistiklerinin ve dağılımların tablolaştırılmasında kullanılmıştır (Barbieri, L., 2007).

3.1.1.1. Kao Testleri (1999)

Kao (1999) yaptığı bu çalışmayı Pedroni'nin 1995 yılında homojen ve heterojen paneller için elde ettiği kalıntı temelli kointegrasyon testlerinin asimptotik dağılımlarıyla ilgili çalışmasına bir tamamlayıcı olarak görmüştür; çünkü Kao Pedroni'nin üzerinde durmadığı sabit etkiler modelini (fixed effects model) bu çalışmada açıklamaya çalışmıştır. Kao çalışmasının ilk bölümünde yatay kesit ve zaman serisi boyutları karşılaştırılabilir olduğunda paneldeki sahte regresyonu açıklamaya çalışmıştır. En küçük kareler kukla değişken tahmin edicisi $\hat{\beta}$ 'nin asimptotik özelliklerini incelemiştir. Bu kalıntı temelli kointegrasyon testleri için önemlidir; çünkü bu testlerin dağılımları $\hat{\beta}$ 'nin asimptotik dağılımına dayanmaktadır.

Kao(1999), panel veride boş hipotezi eş-bütünleşme bulunmaması olan iki test sunmuştur: DF ve ADF tipi testler. Eş-bütünleşme vektörünün bireyler arasında homojen olduğu, i.e. bu testler alternatif hipotez altında heterojenliği göz önüne almaz, ve iki değişkenli bir sisteme (burada sadece bir regresyon yapıcı eş-bütünleşme ilişkisi içinde görülür) uygulanamama gibi özel bir durumu göz önüne alınır (Barbieri, L., 2007).

Kao tarafından geliştirilen DF tipindeki testler aşağıdaki modelin tahmin edilen kalıntılarından hesaplanabilir (Baltagi ve Kao,2000).

$$y_{it} = x'_{it} \beta + z'_{it} \gamma + e_{it} \quad (3.1)$$

Sonuçta:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (3.2)$$

şeklinde elde edilir. Burada,

$$\begin{aligned} \hat{e}_{it} &= \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it} \hat{\beta}, \\ \tilde{y}_{it} &= y_{it} - \sum_{s=1}^T h(t,s) y_{is}, \\ \tilde{x}_{it} &= x_{it} - \sum_{s=1}^T h(t,s) x_{is}, \end{aligned}$$

şeklinde açılabilir.

Eş-bütünleşmenin olmadığını ifade eden boş hipotezi test etmek için, boş hipotez $H_0 : \rho = 1$ şekilde yazılabilir. Burada, ρ 'nun EKK tahmini ve t-istatistiği şu şekilde verilebilir (Baltagi ve Kao,2000).

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it}^2} \quad (3.3)$$

ve

$$t_p = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2}}{s_e} \quad (3.4)$$

Burada $s_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1})^2$ şeklindedir. Kao bu bilgiler ışığında aşağıdaki dört DF testini önermiştir (Baltagi ve Kao,2000):

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_\rho + \sqrt{1.875N},$$

$$DF_\rho^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}}$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}}$$

Burada $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\Sigma}_u - \hat{\Sigma}_{u\varepsilon} \hat{\Sigma}_\varepsilon^{-1}$ ve $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega}_u - \hat{\Omega}_{u\varepsilon} \hat{\Omega}_\varepsilon^{-1}$ şeklindedir. DF_ρ ve DF_t bağıştıran (regressor) ve hataların güçlü dışsallıklarına dayanırken, DF_ρ^* ve DF_t^* hatalar ve bağıştıranlar arasındaki dışsal ilişkilerle kointegrasyonu içindir (Baltagi ve Kao,2000).

Dickey-Fuller testleri $\hat{e}_{it}$ 'nin kendi gecikme değeri üzerine yapılan basit bir EKK regresyonuna dayanmaktadır. Alternatif olarak, kalıntılardaki gecikme değışiklikleri modele aşağıdaki gibi eklenebilir (Kao,1999).

Bu şekilde elde edilen ADF regresyonu:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{itp} \quad (3.5a)$$

Eş bütünleşme olmama boş hipotezi ile ADF test istatistikleri şu şekilde oluşturulabilir (Baltagi ve Kao,2000):

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (3.5b)$$

Burada t_{ADF} , (3.5a) denklemindeki ρ 'nun t istatistiğidir. Yukarıda bahsedilen DF ve ADF testleri ardışık (sequence) limit teoremine göre standart normal bir dağılıma $N(0,1)$ yakınsayacaktır (Baltagi ve Kao,2000).

Kao bir-kuyruklu standart normal kritik değerleri kullanarak Monte Carlo benzetimi ile daha önce gösterdiği beş testin karşılaştırmasını yapmıştır ve şunları bulmuştur (Barbieri,L.):

- T ve N küçük olduğu zaman, bütün testler az güce sahiptir.
- T küçük (ör: T=10) ve N geniş olduğu zaman, bütün testler geniş bir boyut(size) bozulmasına ve az güce sahiptir.
- T bütün N'ler için en az 25'e arttırıldığı zaman, boyut bozulması hızlı bir şekilde gözden kaybolmaya başlar ve DF_{ρ}^* testi güç açısından DF_t^* ve ADF testlerinden daha üstündür.

Kao, yaptığı çalışmada simülasyon sonucunda σ küçük olduğu zaman DF_t^* ve DF_{ρ}^* testlerinin DF_{ρ} , DF_t ve ADF testlerinden daha iyi bir büyüklük (size) ve güç özelliklerine sahip olacağını belirtmiştir. Ayrıca, σ geniş olduğunda ADF testinin diğerlerine göre daha baskın olduğunu belirtmiştir (Kao,1999).

Kao'nun sonuçları bir panel oluşumda sahte regresyonun asimptotikleri için önerilir. Panel veri modelinin tanımlanmasında yatay kesitler arasında farklılaşan kesişim ve genel eğimleri göz önüne alır. Bundan başka, uzun dönem varyans kovaryans matrisinin bütün yatay-kesit gözlemleri için aynı olacağı varsayılır. Kao, panel veri durumunda En Küçük Kareler Kukla Değişken(bundan sonra LSDV) yönteminin tahmin sonuçlarının biraz daha cesaretlendirici olduğunu belirtmiştir. Gerçekte, yatay kesit boyutu ekleme, tahmin edilen parametrelerin uygun bir durumunun ortalaması sıfır olan, rassal değişken, bir normal dağılıma yakınsatır ve model belirsiz olsa bile, LSDV tahmin edicisi tutarlıdır; bununla birlikte, t-istatistiği ıraksamayı devam ettirir (Barbieri,L.,2007).

Sahte regresyon üzerine yapılan bu asimptotik sonuçlar eş-bütünleşme bulunmaması boş hipotezini test etmek için temel teşkil eder. Eş-bütünleşme bulunmama boş hipotezi altında test için gerekli kalıntılar, yapısı bakımından, bir sahte regresyondan tahmin edilmeye ihtiyaç duyar. Kalıntı temelli test LSDV'den tahmin edilen kalıntılarda bir birim kökü test etmeye eşittir. Uygun normalleştirmelerden sonra panel modeli kullanma, DF ve ADF test istatistiklerini normal dağılımlı rassal değişkenli dağılıma yakınsatacaktır (Barbieri,L.,2007).

3.1.1.2. McCoskey ve Kao(1999a) Testi

Kao (1997) değişen kesmeler (varying intercepts) ve genel eğimler (common slopes) için bir ADF testi önermiştir. McCoskey ve Koa (1999a) yatay- kesit gözlemleri arasında kesme ve eğimlerin değişmelerine izin vererek bu varsayımı gevşetmektedir. Sonuçta da boş hipotezi eş-bütünleşme bulunmaması olan bir ortalama ADF testi ve bir Phillips Z testi önermişlerdir.

Ortalama ADF testi için göz önüne aldıkları regresyon aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + e_{it} , i=1,...,N \text{ ve } t=1,...,T \quad (3.6)$$

Her bir yatay kesit regresyonu bireysel olarak tahmin edilmiş ve bireysel yatay kesit ortalamalarına dayanan test istatistikleri son adımda panel haline getirilmiştir. Her bir yatay kesitin kendisinin bireysel eş bütünleşme vektörüne sahip olmasına izin

verilmiştir. Her bir test, yatay kesitlerin birbirinden bağımsız olduğu varsayımı üzerine kurulmuş ve yatay kesitler arasında değişen varyansa izin verilmiştir (McCoskey ve Kao,1999a).

Daha sonra, yatay kesitlerin ADF istatistiklerinin ortalamalarına dayanan ve Im, Pesaran ve Shin (1995) tarafından önerilen testi eş bütünleşmeyi test etmek için kullanmışlardır. Bu süreçte kullanılan ADF testi şu şekilde kurulabilir:

$$\hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{itp}, \quad (3.7)$$

Burada $\hat{e}_{it}$, $y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it}$ denkleminin EKK kalıntılarıdır. Yukarıdaki denkleme eşit bir denklem yazımı Phillips ve Ouliaris (1990)'a göre şu şekilde de yazılabilir:

$$\Delta \hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{ij} \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{itp}, \quad (3.8)$$

İlgilenilen boş hipotez $H_0: \rho_i = 0$ şeklindedir ve her bir i için t-istatistiği sonuçları aşağıda gösterilmektedir:

$$t_{iADF} = \frac{(\hat{u}'_{-1} Q_{xp} \hat{u}_{-1})^{1/2} \hat{\rho}_i}{s_v} \quad (3.9)$$

Burada X_p , p bağıştıranlarının $(\Delta \hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-p})$ üzerindeki gözlemlerin matrisidir. $\hat{u}_{-1}$ ise; $\hat{u}_{t-1}$, $Q_{x_p} = I - X_p (X'_p X_p)^{-1} X'_p$ ve $s_v^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{tp}^2$ gözlemlerinin vektörüdür (McCoskey ve Kao,1999a).

Phillips ve Ouliaris(1990), t_{ADF_i} 'nin Brown deviniminin bir fonksiyoneline yakınsadığını göstermiştir. Bunun uygulanması sonucunda aşağıdaki elde edilmiştir:

$$\bar{t}_{ADF} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{ADF_i} \quad (3.10)$$

$E\left[\int R dS\right] = \mu_{Adf}$ ve $Var\left[\int R dS\right] = \sigma_{Adf}^2$ şeklinde tanımlanmıştır. Phillips ve Moon(1997)'daki mantığı kullanarak, McCoskey ve Kao (1999a) şunu gösterir:

$$\sqrt{N}(\bar{t}_{ADF} - \mu_{ADF}) \Rightarrow N(0, \sigma_{ADF}^2)$$

Burada, ADF test istatistiğinin sınırlayıcı dağılımı, bozucu parametrelerden arınmıştır ve sadece bağlaştıranların sayısına bağlıdır (McCoskey ve Kao,1999a).

McCoskey ve Kao (1999a) tarafından önerilen ikinci test yatay-kesitler arasında Phillips Z_t istatistiklerinin ortalamasına dayanmaktadır. Bu istatistik, tanım olarak, değişen eğim ve değişen kesme modeli içindir.

Phillips ve Ouliaris(1990) tarafından Phillips Z_t testinin nasıl hesaplanacağı gösterilmiştir. Birinci adım, ADF testi için olduğu gibi, EKK kullanarak $y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + e_{it}$ orijinal regresyon denkleminin tahmin edilen kalıntılarını hesaplamaktır. Daha sonra, bu tahmin edilen kalıntılar, $\hat{e}_{it}$, takip eden regresyonda kullanılmaktadır.

$$\hat{e}_{it} = \alpha_i \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (3.11)$$

Bu gecikme terimleri olmamasına rağmen ADF testine benzerdir. Ayrıca, hata terimleri v_{it} yatay- korelasyon ve oto-korelasyonun etkilerine sahip olabilir.

Eğer şu şekilde tanımlarsak:

$$s_{iv}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2 \quad (3.12)$$

ve

$$s_{iII}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=lit}^T \hat{v}_{it}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^l w_{si} \sum_{t=s+l}^T \hat{v}_{it} \hat{v}_{it-s} \quad (3.13)$$

Son istatistik şu şekilde açıklanabilir:

$$\bar{Z}_{it} = \frac{(\hat{\alpha} - 1)}{\frac{s_{iIT}}{\left(\sum_{t=2}^T e_{it-1}^2\right)^{\frac{1}{2}}}} - \frac{\frac{1}{2}(s_{iIT}^2 - s_{iv}^2)}{s_{iIT} \left(\frac{1}{T^2} \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2\right)^{\frac{1}{2}}} \quad (3.14)$$

Bu istatistik ADF t-istatistiği gibi Brown deviniminin aynı fonksiyoneline dağılım olarak yakınsar ve aynı benzetim yapılmış momentleri kullanır.

Şimdi, yatay-kesit $\hat{Z}_{it}$ istatistiklerinin ortalaması aşağıdaki gibi tanımlanabilir.

$$\bar{Z}_t = (1/N) \sum_{i=1}^N \hat{Z}_{it} \quad (3.15)$$

ve buradan şu gösterilebilir:

$$ADF_{\bar{Z}}^{MK} = \sqrt{N}(\bar{Z}_t - \mu_{ADF}) \sim N(0, \sigma_{ADF}^2)$$

3.1.1.3. Pedroni Testleri

Pedroni heterojenliği göz önüne alan bir panel veri modelinde boş hipotezin eş bütünleşme olmamasını belirttiği birkaç tane test önermiştir. Onun testleri iki kategoriye ayrılabilir. Birinci grup zaman serilerindeki yatay kesitler arasında eş bütünleşme için ortalama test istatistiklerini içermektedir. İkinci grup, istatistikler arasındaki ortalamalar yerine istatistikleri gruplamaktadır, ortalama bir parça olarak gerçekleştirilmektir. Bundan dolayı sınırlayıcı dağılımlar (limiting distributions) baskın terimlerin ve sayısal parçaların sınırlarına bağlıdır (Baltagi ve Kao, 2000; McCoskey ve Kao, 1999a).

Geleneksel zaman serilerinde, eş bütünleşme bireysel olarak birinci sıradan entegre olmuş bir değişken grubu için bu değişkenlerin bazı doğrusal kombinasyonlarının durağan olarak açıklanabileceği düşüncesine dayanır. Bu kombinasyonları durağan hale getiren eğim katsayılarının vektörleri eş bütünleşme vektörleri olarak adlandırılır. Bu vektörlerin genellikle bir tane olmadığı bilinen bir

gerçektir ve birçok durumda belirli bir değişken grubunda kaç tane eş bütünleşme ilişkisinin olduğu önemli bir sorundur. Panel eş bütünleşme teknikleri ilgili kısa dönem dinamiklere ve paneldeki farklı birimler arasında heterojen olan sabit etkilere izin verirken, paneller arasındaki genel uzun dönemli ilişkiye göre seçici bir şekilde bilgilerin havuzlanmasında araştırmacılara izin verir (Pedroni,1999).

Pedroni çalışmasında, kısa dönem dinamik ve uzun dönem eğim katsayılarında bireyler arasında heterojenliğe izin veren, çok regresyonlu dinamik paneller için boş hipotezi eş-bütünleşme olmama olan, kalıntı temelli bir test önerir. Test bireysel heterojen sabit etkileri ve trend terimlerini göz önüne alır. Ayrıca, Pedroni testlerin sınırlayıcı dağılımlarını elde etmiştir. Ayrıca, bunların normal ve bozucu terimlerden arınmış olduğu göstermiştir (Pedroni, 2004).

Pedroni (1995,1997) çalışmalarında, homojen eş-bütünleşme vektörü β_i 'li panellerde eş-bütünleşme bulunmaması boş hipotezli testlerinin özelliklerini çalıştı. Pedroni, bu durumda ve tam anlamıyla dışsal bağlaştıranlar durumunda, kalıntı temelli testlerin boş dağılımları altında, kalıntıların tahmin edilmiş olduğu durumlarda bile ham(raw) panel birim kök testlerinin dağılımlarına eşit olduğunu belirtir. İçsel bağlaştıran ile asimptotik eşitlik düşüşle sonuçlanır. Tahmin edilen bağlaştıran etkisi tarafından içerilen asimptotik sapmalar için bir korelasyona ihtiyaç duyulur. Bu yaklaşımda sorun, bir genel eğim katsayısı doğru eğimlerin heterojen olmaması gerçeğine rağmen hipotez haline getirildiğinde ortaya çıkar. Bu durumda, panelin herhangi bir üyesi için tahmin edilen kalıntılar durağan olmayacaktır, hatta doğrusu onlar eş-bütünleşik iseler bile bu böyledir ve eş bütünleşme olamaması durumu için testlerin yorumu kolay değildir (Barbieri,L.,2007).

Pedroni(2004)'te havuzlanmış eğim katsayılarını ve değişen dinamikleri değil de tamamen (fully) içsel bağlaştıranların, genel durumunda eş-bütünleşme bulunmama boş hipotezi için, kalıntı temelli test istatistiklerinin bir grubunu göz önüne neden aldığının cevabıdır. Bu testlerin avantajı, bunların sadece tahmin edilen kalıntıların istatistiki özelliklerinden gelen, var olması mümkün olan eş-bütünleşme ilişkisine göre bilgileri havuzlamasıdır (Barbieri,L.,2007).

Pedroni(1999) çalışmasında panellerde eş bütünleşme bulunmama boş hipotezini test etmek için ilk adım olarak aşağıdaki eş bütünleşme regresyonundan kalıntıların hesaplanması gerektiğini belirtir.

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mit} + e_{it}, \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T, \quad m=1, \dots, M \quad (3.16)$$

Burada M regresyon değişkenlerinin sayısıdır. Yukarıdaki modeli N farklı denklem için yorumlamak mümkündür, bunların her biri M bağıştırana sahiptir. β_i eş-bütünleşme eğimlerinin katsayılarıdır. Eğim katsayılarının paneldeki birimler arasında değişmelerine izin verildiğine dikkat edilmelidir. y_{it} ve x_{it} , panelin her bir i üyesi için bir I(1) olarak varsayılır ve eş-bütünleşme bulunmaması boş hipotezi altında kalıntı e_{it} aynı zamanda I(1) olacaktır. Burada, α_i ve δ_i sırasıyla sabit etkileri ve birim-tanımlı (unit-specific) doğrusal trend parametrelerini belirten çarpanlardır. Ayrıca α_i ve δ_i katsayıların birimler arasında değişmesine izin verildiğine dikkat edilmelidir, böylece bu tanımlama vasıtası ile önemli ölçüde heterojenliğe izin verilir.

Pedroni yedi tane kalıntı-temelli panel eş-bütünleşme istatistiğinin kullanımını önerir. Bunlardan dördü boyut-içinde (within-dimension) boyunca havuzlanmaya (pooling) dayanır ('panel eş-bütünleşme istatistikleri' olarak adlandırılır) ve üçü boyutlar-arası (between-dimension) boyunca havuzlanmaya dayanır ('grup ortalama eş-bütünleşme istatistikleri' olarak adlandırılır).

Bu testler aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} 1. \text{ Panel } v\text{-istatistiği:} \quad Z_{\hat{v}_{NT}} &= \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)} \\ 2. \text{ Panel } \rho\text{-istatistiği:} \quad Z_{\hat{\rho}_{NT-1}} &= \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)} \end{aligned}$$

3. Panel t-istatistiği(parametrik değil):
$$Z_{t_{NT}} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\sqrt{\hat{\sigma}_{NT}^2 \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)}}$$

4. Panel t-istatistiği(parametrik):
$$Z_{t_{NT}}^* = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*}{\sqrt{\hat{s}_{NT}^{*2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^{*2} \right)}}$$

5. Grup ρ -istatistiği:
$$\tilde{Z}_{\hat{\rho}_{NT-1}} = \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2 \right)}$$

6. Grup t-istatistiği(parametrik değil):
$$\tilde{Z}_{t_{NT}} = \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2 \right)}}$$

7. Grup t-istatistiği(parametrik):
$$\tilde{Z}_{t_{NT}}^* = \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*}{\sqrt{\sum_{t=2}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{it-1}^{*2}}}$$

Boyut-içinde istatistikleri, her biri ayrı yapılmak üzere N boyut için pay (numerator) ve payda (denominator) terimlerinin her ikisinin de toplamaları şeklinde kurulurken, boyutlar-arası istatistikler N boyutu toplamadan önce payın payda tarafından bölünmesiyle oluşturulur. Böylece, ilki tahmin edilen kalıntılar üzerinde birim kökü test etmek için farklı üyeler arasında otoregresif katsayıların etkin bir şekilde havuzlandığı tahmin edicilere dayandırılırken, ikincisi her bir i üyesi için bireysel olarak tahmin edilen katsayıların basit bir ortalama tahmin edicisine dayanır (Pedroni,1999).

İki test grubu arasındaki diğer bir fark alternatif hipotezlerin tanımlanmasından kaynaklanır. Gerçekte, test gruplarının her ikisi de boş hipotezinde eş-bütünleşme bulunmamasının doğruluğunu kanıtlamaya çalışsa bile:

$$H_0 : \gamma_i = 1, \text{ bütün } i\text{'ler için}$$

Alternatif hipotez tanımlamaları iki grup test içinde farklıdır:

—Panel eş-bütünleşme istatistikleri alternatif hipotezi:

$$H_a^w : \gamma_i = \gamma < 1, \forall i \text{ için}$$

—Grup ortalama eş-bütünleşme istatistikleri boş hipotezi:

$$H_a^b : \rho_i < 1, \forall i.$$

Boyut-arasına (between-dimension) dayanan testlerin yatay-kesit heterojenliğini daha genel olarak göz önüne aldığı açıktır (Pedroni,1999; Barbieri,2007).

Bozucu parametre tahmin edicisi $\hat{L}_{11i}^2$ kalıntılar için üye-tanımlı (member-specific) uzun dönem koşullu (conditional) varyansdır. Eğer $\Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} E \left[T^{-1} \left(\sum_{t=1}^T \Delta z_{it} \right) \left(\sum_{t=1}^T \Delta z_{it} \right)' \right]$ farkı alınmış birim kök serileri

$\Delta z_{it} = (\Delta y_{it}, \Delta x_{it}')'$ 'nin kısımlara ayrılmış vektörleri için uzun dönem ko-varyans matrisi ise, $\hat{L}_i$ $\hat{\Omega}_i$ 'nin daha düşük üçgensel (lower triangular) Cholesky bileşimidir ve $\hat{L}_{11i}^2$, $\hat{L}_{11i}^2 = \hat{\Omega}_{11i} - \hat{\Omega}_{21i} \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{\Omega}_{21i}'$ olarak verilir. Burada, $\hat{\Omega}_i$ Ω_i 'nin herhangi bir tutarlı tahmin edicisidir (Pedroni, 1999; Barbieri, 2007).

Geriye kalan bozucu parametre tahin edicileri sırasıyla $\hat{\lambda}_i = (1/2)(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2)$, $\hat{\sigma}_{NT}^2 = N^{-1} \sum L_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2$, $\tilde{s}_{NT}^{*2} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2}$ ve $\hat{\sigma}_i^2$ ve $\hat{s}_i^2$ $\left(\hat{s}_i^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \right)$ sırasıyla $\hat{u}_{it}$ $\left(\hat{u}_{it} = \hat{e}_{it} - \rho_i \hat{e}_{it-1} \right)$ kalıntılarının bireysel uzun dönem ve eş zamanlı varyansları olur ve $\hat{s}_i^*$ ADF regresyonundan kalıntının standart eş zamanlı varyansdır (o zaman $\tilde{s}_{NT}^{*2}$ basitçe eş zamanlı panel varyans tahmin edicisidir.)(Barbieri,2007).

3.1.1.4. Hanck(2007) Testi

Hanck(2007) çalışmasında, Choi (2001) and Maddala and Wu (1999) tarafından önerilen birim kök testini panel verilerde eş bütünleşmeyi göz önüne alacak şekilde

yeniden düzenleyerek, boş hipotezi eş bütünleşme bulunmaması olan yeni bir test sunmuştur. Bu test hesaplaması kolay ve uygulama açısından da daha esnek bir testtir. Ayrıca, test dengesiz paneller için kullanılabildiği gibi, serilerin seri korelasyon yapısındaki heterojenliği de göz önüne almaktadır.

Önerilen testin ana düşüncesi uzun süredir meta analitik çalışmalarda kullanılmaktadır. Burada paneli test etmedeki problem, paneldeki her bir birim için N tane test etme problemine dayandırılarak göz önüne alınmaktadır. Yani, N tane farklı zaman serisi eş bütünleştirme testi oluşturulup, test istatistiklerine karşılık gelen p-değerleri elde edilmektedir (Hanck,2007).

Test için, p-değeri şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$p_i = F_{T_i}(\theta_{i,T_i}) \quad (3.17)$$

Burada, p_i paneldeki i. birime uygulanan bir zaman serisi eş bütünleşme testinin p-değeridir. P-değerleri, Engel ve Granger (1987) tarafından önerilen ADF eş bütünleşme testlerinden ve Johansen (1988) tarafından önerilen testlerden elde edilebilir. θ_{i,T_i} 'nin T_i örneklem boyutu için i birimi üzerine uygulanan bir zaman serisi eş bütünleşme istatistiği olmasına izin verelim. F_{T_i} , θ_{i,T_i} 'nin sonlu T_i boş dağılım fonksiyonu olarak belirtilir. Testlerde göz önüne alınan hipotezler aşağıdaki gibidir:

H_0 : Hiçbir i için eş bütünleşme ilişkisi yoktur.($i=1,\dots,N$)

H_1 : En az bir i için eş bütünleşme ilişkisi vardır.($i=1,\dots,N$)

Hanck(2007) çalışmasında standart zaman serisi eş bütünleşme testlerinden elde edilen N tane p-değerinin birleştirilmesi için önerilen panel eş bütünleşme test istatistikleri aşağıdaki gibidir:

$$P_{\chi^2} = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad (3.18)$$

$$P_{\phi^{-1}} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \phi^{-1}(p_i) \quad (3.19)$$

$$P_t = \sqrt{\frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}} \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{p_i}{1-p_i} \right) \quad (3.20)$$

Bu testler P testleri olarak adlandırılmaktadır. P testleri, p değerlerinin havuzlanması yoluyla, panel üzerine en düşük homojenlik kısıtlamaları yükleyerek panel eş bütünleşmeyi test etmek için uygun testler sağlar. Örneğin, paneldeki farklı birimler dengesiz (unbalanced) olabilir. Bundan başka, eş bütünleşme ile ilgili kanıtlar ilk olarak paneldeki her bir birim için araştırılır ve daha sonra zaman sersisi eş bütünleşme testlerinin p-değerleri ile açıklanır. Böylece, paneldeki her bir birim için farklı değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklayan katsayılar, i'ler arasında heterojen olabilir. Böylece, geniş-T zaman serisinin elde edilmesi, geleneksel panel veri analizinde olduğu gibi eğim katsayılarının üzerine güçlü homojenlik kısıtlamaları eklenmesine gerek kalmaksızın bir panel içinde verilerin havuzlanmasına izin verir. Boş hipotez altında, θ_{i,T_i} 'nin bütün i birimleri için bir sürekli dağılım fonksiyonuna sahip olduğu ve hata terimlerinin yatay kesit birimleri arasında korelasyona sahip olmadığı varsayımları altında, bütün i birimleri için $T_i \rightarrow \infty$ olduğundan, test istatistikleri asimptotik dağılımları aşağıdaki gibidir (Hanck,2007):

$$P_{\chi^2} \rightarrow_d \chi_{2N}^2$$

$$P_{\phi^{-1}} \rightarrow_d N(0,1)$$

$$P_t \xrightarrow{approx.}_d T_{5N+4}$$

Burada, χ_{2N}^2 test istatistiğinin dağılımının 2N serbestlik dereceli bir ki-kare dağılımına yakınsadığını belirtmektedir. T, Student-t dağılımını belirtmektedir. Uygun zaman serisi eş bütünleşme testi kullanılarak, eş bütünleşme alternatifi altında $p_i \rightarrow_p 0$ sağlanır. Sonuçta, küçük p değerlerinin eş bütünleşme boş hipotezini ret etme olasılığı daha yüksektir.

3.1.2. Olabilirlik Temelli Eşbütünleşme Testleri

3.1.2.1. Larsson, Lyhagen ve Löthgren (1998) ve Groen ve Kleibergen (1999, 2001) Testleri

Larsson, Lyhagen ve Löthgren (1998), Johansen tarafından geliştirilen bireysel rank iz istatistiklerinin ortalamasına dayanan heterojen panel modellerinde, kointegre rankın olabilirlik-temelli (LR) panel testini sundular. Monte Carlo benzetimlerinde yazarlar standartlaştırılmış LR-bar istatistiğinin küçük örneklem özelliklerini araştırdılar. Sonuç olarak, önerdikleri bu testin geniş (large) bir zaman serisi boyutuna gereksinim duyduğunu buldular. Buna rağmen, panel geniş bir yatay kesit boyutuna sahip olsa bile, testin boyutu (size) ciddi bir şekilde çarpıtılabilecektir (Baltagi ve Kao,2000).

Groen ve Kleibergen çalışmalarında, Larsson, Lyhagen ve Löthgren (1998) istatistiklerinin yatay kesit bağımlılığı durumunda asimptotik dağılıma yakınsamayacağını bulmuşlardır.

Groen ve Kleibergen (1999, 2001) vektör hata düzeltme modellerinin sabit bir sayıda olduğu panellerde kointegrasyon analizi için olabilirlik-temelli bir taslak önerdiler. Kointegre vektörlerin maksimum olabilirlik tahmin edicisi tekrar edilen genelleştirilmiş moment tahmin edicileri (GMM) kullanılarak oluşturulmuştur. Bu tahmin edicileri kullanarak Groen ve Kleibergen hem heterojen hem de homojen kointegre vektörler ile bireysel vektör hata düzeltme modelleri arasındaki genel bir kointegrasyon rankı test etmek için olabilirlik oran istatistiklerini, $LR(\Pi_B/\Pi_A)$, buldular. İlginç bir şekilde, $LR(\Pi_B/\Pi_A)$ 'nin sınırlayıcı dağılımı Ω 'nın seçimine göre güçlüdür (Goren ve Kleiber,1999,2001; Baltagi ve Kao,2000).

Groen ve Kleibergen (1999,2001) tarafından önerilen testler Johansen (1991) tarafından önerilen *iz(trace) testine* dayanmaktadır.

$LR_s(r/k)$ 'yi N birey iz istatistiklerinin toplamı olarak tanımlayalım:

$$LR_s(r/k) = \sum_{i=1}^N LR_i(r/k) \quad (3.21)$$

Burada $LR_i(r/k)$ Johansen'in i. olabilirlik oran istatistiğidir, bundan dolayı aşağıdaki gibidir:

$$LR_i(r|k) \Rightarrow tr \left(\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \left[\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right] \int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right) \quad (3.22)$$

$T \rightarrow \infty$ için bu şekildedir. Şu anda sabit bir N için, şu şekilde olacağı açıktır:

$$\begin{aligned} LR_s(r|k) &= \sum_{i=1}^N LR_i(r|k) \\ &\Rightarrow \sum_{i=1}^N tr \left(\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \left[\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right] \int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right) \end{aligned} \quad (3.23)$$

Sürekli eşleme teoremine (continuous mapping theorem) göre $T \rightarrow \infty$ olduğu için bu şekildedir. Bunu şu takip edecektir: N sabit olduğunda ve T geniş olduğu zaman $LR_s(r|k)$ asimptotik olarak $LR(\Pi_B|\Pi_A)$ eşittir. Bunun anlamı asimptotikler çalışmada belirtilen test istatistiklerine dair olduğu sürece Ω sıfır diogonal olmayan kovaryansa sahip olduğu varsayıldığında hiçbir şey kaybedilmeyecektir. Daha önemlisi, yatay-kesit bağımsızlığına dayanan testler $LR(\Pi_B|\Pi_A)$ gibi yatay-kesit bağımlılığına dayanan testlere de asimptotik olarak uygulanacaktır (Baltagi ve Kao,2000).

Groen ve Kleibergen; Larsson, Lyhagen ve Löthgran (1998) tarafından önerilen olabilirlik temelli kointegrasyon testlerinin panel verilerde yatay-kesit bağımlılığına göre daha güçlü olduğunu kanıtlamışlardır. Groen ve Kleibergen'de bulunan $LR(\Pi_B|\Pi_A)$ ve $LR_s(r|k)$ (asimptotik) eşitlikleri uygulamacı ekonomistler ve ekonometrisyenler için büyük bir uygulama alanıdır: çünkü durağan olmayan panel veri serilerinde yatay-bağımlılığa dayanan testler/tahmin edicilere eşit olan yatay-

bağımsızlığa dayanan testler/tahmin ediciler var olmaktadır. $\overline{LR}(r|k)$ 'yi $LR_i(r|k)$ ortalaması olarak tanımlayalım (Balatagi ve Kao,2000):

$$\overline{LR}(r|k) = \frac{1}{N} LR_s(r|k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LR_i(r|k) \quad (3.24)$$

Bu şu şekilde gösterilebilir:

$$\frac{\overline{LR}(r|k) - E[\overline{LR}(r|k)]}{Var[\overline{LR}(r|k)]} \Rightarrow N(0,1) \quad (3.25)$$

$T \rightarrow \infty$, sürekli eşleme teoremi yoluyla $N \rightarrow \infty$ tarafında takip edildiği için $E[\overline{LR}(r|k)]$ ve $Var[\overline{LR}(r|k)]$ 'nin sağlandığı bir merkezi limit teoremi ile sınırlandırılmaktadır. Aşağıdakini tanımlayalım:

$$\overline{LR}(\Pi_B | \Pi_A) = \frac{1}{N} LR(\Pi_B | \Pi_A) \quad (3.26)$$

Sabit bir N için, şunu göstermek kolaydır:

$$\begin{aligned} \overline{LR}(\Pi_B | \Pi_A) &= \frac{1}{N} LR(\Pi_B | \Pi_A) \\ &\Rightarrow \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N tr \left(\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \left[\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right] \int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_{ki} \end{aligned} \quad (3.27)$$

Burada

$$Z_{ki} = tr \left(\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \left[\int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right] \int dB_{k-r,i} B'_{k-r,i} \right)$$

$T \rightarrow \infty$ için bu şekildedir. O zaman

$$\frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_{ki} - E\left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_{ki}\right]}{\text{Var}\left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_{ki}\right]} \Rightarrow N(0,1) \quad (3.28)$$

$B_{k-r,i}$ ve $B_{k-r,j}$ $i \neq j$ için bağımsız olduğundan $N \rightarrow \infty$ için bu şekildedir. Bu şu anlama gelir:

$$\frac{\overline{LR}(\Pi_B | \Pi_A) - E[\overline{LR}(\Pi_B | \Pi_A)]}{\text{Var}[\overline{LR}(\Pi_B | \Pi_A)]} \Rightarrow N(0,1) \quad (3.29)$$

$T \rightarrow \infty$, $N \rightarrow \infty$ tarafından takip edildiği için bu şekildedir. Yukarıdaki tartışma aynı zamanda $\overline{LR}(\Pi_B | \Pi_A)$ ve $\overline{LR}(r|k)$ 'nin T ve N geniş olduğu zamanda eşit olacaklarını göstermektedir.

3.2. Boş Hipotezi Eşbütünleşme Bulunması Olan Testler

3.2.1. McCoskey ve Kao(1998) Testi

McCoskey ve Kao(1998) boş hipotezi eş bütünleşme bulunmama olan paneller yerine boş hipotezi eş bütünleşme bulunması olan bir kalıntı temelli test ileri sürdü. Bu test zaman serisi literatüründeki bir MA birim kökü için yapılan Bölgesel En İyi Sapmasız Değişmezlik (Locally Best Unbiased Invariant)(LBUI) testi ve LM testinin bir uzantısıdır. Boş hipotez altında, asimptotikler, ihtiyaç duyulan bir eş bütünleşme ilişkisinin tahminin asimptotikleri yerine artık tahmin edilen sahte regresyonun asimptotik özelliklerine dayanmaktadır. Yatay kesit gözlemleri arasında eş bütünleşik vektörlerin değişimlerine izin veren modeller için, asimptotikler -her bir yatay kesit bağımsız olarak tahmin edildiği için- sadece zaman serisi sonuçlarına dayanmaktadır. Genel eğimli modeller için, tahminler ortak bir şekilde yapılmaktadır ve bu yüzden asimptotik teori panel veri içindeki bir eş bütünleşme ilişkisinin ortak(birlikte) tahminlerine dayandırılmıştır (Baltagi ve Kao, 2000).

Boş hipotezi kointegrasyonun bulunması olan kalıntı temelli test için, kointegre değişkenlerin etkin bir tahmin tekniğinin kullanılması zorunludur. Zaman serisi literatüründe metodların birçoğunun asimptotik bir şekilde etkin olacağı gösterilmiştir. Bu modeller Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen tam değiştirilmiş (fully modified) (FM) tahmin edicisi ve Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) tarafından önerilen dinamik en küçük kareler tahmin edicisini (DOLS) içermektedir. Panel veri için, Kao ve Chiang (1999) FM ve DOLS metotlarının her ikisinin de sıfır ortalama ile asimptotik olarak normal bir dağılım gösteren tahmin ediciler üretebileceklerini göstermişlerdir (Baltagi ve Kao, 2000).

Sunulan bu model değişen eğim ve kesişim noktalarını göz önüne alır:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + e_{it} \quad (3.30)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$e_{it} = \gamma_{it} + u_{it}$$

ve

$$\gamma_{it} = \gamma_{it-1} + \theta u_{it}$$

şeklindedir.

Burada u_{it} i.i.d(0, σ_u^2) dir. Kointegrasyon boş hipotezi $\theta = 0$ eşittir.

McCoskey ve Kao (1998) tarafından geliştirilen test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$\overline{LM} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^{+2}}{S^{+2}} \quad (3.31)$$

Burada S_{it} kalıntıların kısmi toplan sürecidir,

$$S_{it}^+ = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{ij} \quad (3.32)$$

$$s^{+2} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{T=1}^T \hat{e}_{it}^{+2} \quad (3.33)$$

FM tahmin edicisi bir kointegre regresyonda zayıf dışsal regresyoncuları ve mümkün olan seri korelasyonları doğrulamaktadır. DOLS tahmin edicisi x_{it} 'nin gecikmelerinin ve gelecekteki farklarını doğrulamak için kullanılır.

Testin asimptotik sonucu şudur:

$$\sqrt{N}(\overline{LM} - \mu_v) \Rightarrow N(0, \sigma_u^2) \quad (3.34)$$

Momentler μ_v ve σ_u^2 Monte Carlo benzetimleri ile bulunabilir. $\overline{LM}$ 'in sınırlayıcı dağılımı o zaman bozucu (nuisance) parametrelerden ve güçlü değişen varyanstan arındırılır.

Monte Carlo benzetimi önerilen testin genişlik (size) ve güç (power) özelliklerini göstermek için uygulanmıştır. Genel olarak, LM-FM ve LM-DOLS testlerinin ampirik genişlikleri (küçük örneklerde bile) gerçek genişliğe yakındır. Güçleri ise $T \geq 50$ gözlemlili paneller için oldukça iyi iken daha az gözlemlili T'ler için ise yeterlidir. Kao ve McCoskey tarafından kullanılan $N=50$ ve $T=50$ gözlemlerinde bağlaştıran hataları, regresyon arasındaki bir hareketli ortalama (MA) ve korelasyonun varlığı halinde ise iki testin farklı biçimlerde uygulanmasına neden olur. Genelde, LM-DOLS testinin bu etkileri doğrulamada daha iyi olduğu görülürken, diğer taraftan LM-FM testi bazı durumlarda daha güçlüdür (McCoskey ve Kao,1998).

3.3. Eş-bütünleşme Testlerinin Sonlu Örneklem Özellikleri

McCoskey ve Kao(1999b) heterojen panel verilerde (değişen eğim ve değişen kesme noktaları) eş bütünleşmeyi araştırmak için farklı kalıntı temelli testlerin güç ve genişliklerini karşılaştırmak için Monte Carlo benzetimleri yapmışlardır. Testlerden ikisi eş bütünleşme olmama boş hipotezi altında oluşturulmuştur. Bu testler ortalama ADF testi ve Pedroni'nin testlerine dayanmaktadır. Üçüncü test McCoskey ve Kao LM testine dayanan boş hipotezi eş bütünleşme bulunmasına dayandırılmıştır. Wu ve Yin (1999) benzer bir şekilde yalnızca boş hipotezinin eş bütünleşme bulunmaması olan panel veri testleri için bir karşılaştırma yapmışlardır. Wu ve Yin (1999) sırasıyla ortalama ve p-değerleri üzerine havuzlanmış bilgi içinde maksimum öz değer istatistiklerine sahip ADF istatistiklerini karşılaştırmışlardır. Bu çalışmalarında ortalama ADF'nin güce göre daha iyi uygulandığını ve p-değerine dayanan maksimum öz değerlerinin büyüklüğüne göre daha iyi uygulandığını bulmuşlardır (Baltagi ve Kao,2000).

Boş hipotez testi orijinal olarak, özellikle zaman serisi olaylarında, eş bütünleşme bulunmama boş hipotezine sahip olan testlerin düşük güçlerine karşılık olarak önerilmiştir. Bundan başka, ekonomik teoride bir uzun dönem durgun durum ilişkisinin tahmin edilmesi durumlarında, eş bütünleşme bulunması boş hipotezine sahip bir testin eş bütünleşme bulunmaması boş hipotezine sahip olan teste göre daha uygun olacağı görülmektedir. Monte Carlo çalışmalarından elde edilen sonuçlar McCoskey ve Kao LM testinin diğer iki teste göre daha üstün olduğunu göstermektedir (Baltagi ve Kao,2000).

Boş hipotezi eş bütünleşme bulunması olan testlerin uygulanması için düşük güç ve boş hipotezin çekiciliği, panelin yatay kesit boyutunun sunumu ile çözülür. Bütün testler panel veri ile kullanıldıkları zaman uygun bir güç göstermektedirler. Boş hipotezin eş bütünleşme bulunması olan testlerin boş hipotezinin kointegrasyon bulunmaması olan testlere göre daha mantıklı olduğu uygulamalar için, McCoskey ve Kao(1999b), McCoskey ve Kao LM testini kullanmanın verinin belirtilmek istenen doğasına karar vermede araştırmacıların yeteneklerini içermeyeceği görüşünü sona erdirmişlerdir (Baltagi ve Kao,2000).

Banerjee ve diğ.. (2004), Larsson and Lyhagen (1999) ve Pedroni (2004) testlerini karşılaştırdılar. Onların simülasyonları birim-arası (cross-unit) eş bütünleşme olmaması ve birimler arasında eşit rank olması durumunda, Larson-Lyhagen testinin iyi boyut (size) ve güç özelliklerine sahip olduğunu ve eş bütünleşik parametrelerinin tahmini için tam-sistem analizine göre etkinlikte daha fazla yarar sağlayacağını belirtirler. Bununla birlikte, önceki varsayımlar ihlal edildiği zaman, hem tek değişkenli hem de çok değişkenli testler boyut bozulmaları (size distortions) gösterirler. N küçük olduğu zaman birim-arası eş bütünleşmenin varlığı tek denklemlili testlerde Larsson-Lyhagen test istatistiği için olandan daha az zararlıdır (Barbieri,2007).

Ampirik analiz için, Banerjee ve diğ. (2004) mümkün olursa tam-sistem (Fully-system) tahminin kullanılmasını önerir. Eğer bu uygulanabilir değilse, onlar öncelikle birim-birim eş bütünleşme analizini ve Ganzola ve Granger testleri ile birim-arası eş bütünleşmenin varlığının test edilmesini önerir. Eğer birim-arası eş bütünleşme olmaması boş hipotezi kabul edilirse ve birim-birim yapılan analiz birimler arasında farklı rankların varlığını belirtmiyor ise, o zaman Larsson-Lyhagen ve Pedroni testleri (N'nin boyutuna (size) bağlı olarak) uygulanabilir. Bu da tahmin edilen eş bütünleşme katsayıları için daha düşük standart hatalar ve daha yüksek güçle ilgili olarak etkinlik kazanımları elde edilmesini sağlar (Barbieri,2007).

Gutierrez (2003), Kao (1999) ve Pedroni (1999) önerdikleri test grupları arasında en iyi gücü sağlayan Kao'nun DF_{ρ} ve DF_{ρ}^* testlerini ve Pedroni'nin Panel ρ -istatistiği ve Grup ρ -istatistiği testlerini göz önüne alır. Gutierrez (2003) bir homojen panel için Kao'nun DF_{ρ} ve DF_{ρ}^* testlerinin Pedroni'nin Panel ρ -istatistiği ve Grup ρ -istatistiği testlerinden T küçük olduğu zaman daha iyi çalıştığını, fakat T arttırıldığında Pedroni'nin testlerinin daha yüksek güce sahip olduğunu gösterir. Böylece, örneklem genişliğe ulaştığı zaman, Pedroni'nin testlerinin gücü Kao testlerinden daha üstündür ve Larson ve diğ. (2001) tarafından önerilem LR-bar testinden daha iyi performans göstermektedir (Barbieri,2007).

Genellikle bu testlerin gücü N, T veya paneldeki eş bütünleşik ilişkilerin oranı arttığında artmaktadır. Ek olarak, paneldeki bir T-boyutuna bağlı olarak, eş bütünleşme testleri ilişkilerin yüksek veya düşük bölümleri eş bütünleşik oldukları zaman daha

yüksek güce sahip olabilir. Bu sonuç bütün panel için eş bütünleşme bulunmaması boş hipotezinin ret edildiğinde bütün ilişkilerin gerçekten eş bütünleştirilebilir olmadığını ortaya koymaktadır (Barbieri,2007).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE İMALAT SANAYİ VERİLERİNE PANEL BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ UYGULAMALARI

Çalışmamızın bu bölümünde Türkiye İmalat Sanayi verileri üzerine panel birim kök ve eş bütünleşme testleri uygulanmıştır. Uygulamalarda, teorik kısımda belirtilen farklı kısıtlamalar göz önüne alınarak, genel bir çerçeve oluşturulmaya çalışılmıştır. Yatay kesit bağımlılığını göz önüne almayan testlerden Choi (2001) ve Maddala ve Wu (1999) Fisher tipi panel birim kök testi uygulanmış, daha sonra karşılaştırma yapabilmek için seriler yatay kesit bağımlılığından olabildiğince arındırılarak test yeniden uygulanmıştır. Ayrıca, yatay kesit bağımlılığını regresyon denklemi içinde göz önüne alan Peseran (2007) panel birim kök testi kullanılmıştır. Panel eş bütünleşmenin sınanması için ise yine Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) birim kök testlerini panellerde eş bütünleşmeyi test edecek şekilde yeniden yapılandıran Hanck'ın (2007) makalesinden yararlanılarak yapılmıştır. Bu testimizde hem yatay kesit bağımlılığı olan serilerimize hem de yatay kesit bağımlılığından kısmen arındırdığımız verilerimize uygulanmıştır. Yaptığımız çalışmalarda Eviews 5.1 ve R-2.9.2 paket programları kullanılmıştır.

Verilerin Derlenmesi

Çalışmada kullanılan veriler 1963–1998 yılları arası Türkiye İmalat Sanayi yıllık verilerini kapsamaktadır. Veriler, Bülent Uğur Kaytancı'nın (2008) Doktora Tezi⁵ için derlediği Türk İmalat Sanayi veri setinden sağlanmıştır. Bu çalışmadan yararlanılarak aşağıda belirteceğimiz açıklamalar doğrultusunda kendi verilerimiz oluşturulmuştur. Çalışmamızla ilgili veriler 1963–1998 yılları için Kamu ve Özel Kesim olmak üzere 20 sektör ele alınmıştır. Bu sektörler aşağıda **Tablo 4**'te belirtilmektedir.

Bu sektörler içerisinde Kamu kesiminde yer alan 26, 29, 30 ve 39 numaralı sektörler yeteri kadar veri bulunmamasından dolayı hariç tutulmuştur.

⁵ Kaytancı, U.B.(2008), Ücret Teorileri ve Türkiye İmalat Sanayinde Ücretlerin Durumu Üzerine Uygulama, Doktora Tezi, Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana

Bunun dışında iki digit çalışacağımızdan 2-3 = 3: İMALAT SANAYİ (bütün alt sektörlerin toplamından oluşmaktadır) verileri hem Özel sektör hem de Kamu sektörü için hariç tutulmuştur.

Ayrıca, 32: Petrol ve Kömür sektöründe gizlenmiş verilerin var olması nedeniyle, verilerinin iç içe girme ihtimalinden dolayı çalışmadan çıkarılmıştır.

Tablo 4: Türkiye İmalat Sanayi Sektörleri

2-3 = 3: İMALAT SANAYİ
20 = 311+312: Gıda
21 = 313: İçki
22 = 314: Tütün
23 = 321: Dokuma
24 = 322+324: Kundura
25 = 331: Ağaç
26 = 332: Mobilya
27 = 341: Kâğıt
28 = 342: Matbaacılık
29 = 323: Kürk ve Deri
30 = 355+356: Kauçuk
31 = 351+352: Kimya
32 = 353+354: Petrol ve Kömür
33 = 361+362+369: Metalden Gayri
34 = 371+372: Metal
35 = 381: Madeni Eşya
36 = 382: Makine
37 = 383: Elektrik Makineleri
38 = 384: Taşıt araçları
39 = 385+390: Muhtelif

Özel sektör için 19 ve Kamu sektörü için 15 sektörden oluşan veri setimiz aşağıdaki gibidir:

- Çalışanların Yıllık Ortalama Sayısı
- Ücretle Çalışanlara Yapılan Yıllık Ödemeler (Cari – TL.)
- Yılda Çalışılan İşçi-Saat Toplamı
- Sabit Sermayeye Yıl İçinde Yapılan Gayri Safi İlaveler (Cari – TL.)
- Çıktı (Cari – TL.)
- Katma Değer (Cari – TL.)

Çalışmamızda göz önüne aldığımız Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100)(RW_s) ile Saat Başına Emegın Ortalama Ürünü (APL_s) şu şekilde elde edilmiştir:

$$RW_s = \frac{\text{Sabit Ücret (1987 = 100)}}{\text{Yılda Çalışılan İşçi – Saat Toplamı}}$$

$$APL_s = \frac{\text{Sabit Katma Değer (1987 = 100)}}{\text{Yılda Çalışılan İşçi – Saat Toplamı}}$$

Yukarıdaki açıklamalardan sonra Kamu için 15 sektör ve Özel için 19 sektör üzerine testler yapılmıştır.

Ücret ve Verimlilik Arasındaki İlişki

Verimlilik, ekonomik gelişme sürecinde çok önemli bir rol oynar ve ülkede yaşayan insanların yaşam standartlarının belirlenmesine yardımcı olur. Karlılık ve ücretlerdeki verimliliğe bağlı değişimler bir ülkenin ekonomisinin büyümesine yön verir. Bir tarafta verimlilikteki bir artış ücretlerde meydana gelecek bir artışı kolaylaştırırken, ücretlerdeki bir artış verimlilikte bir artışa yol açar. Ücret ve verimlilik arasındaki ilişki, verimlilikteki artışın ücretlerde artışa neden olduğu ve ücretlerdeki artışın da çalışanı verimliliğini arttırması yönünde motive eden, kendi kendine oluşan dairesel bir mekanizma olarak varsayılabilir (Narayan,L.,2003;53).

Ekonomik işbirliği ve Kalkınma Örgütü (OECD) verimlilik kavramını dar ve geniş anlamda olmak üzere iki şekilde tanımlamaktadır. Buna göre dar anlamda verimlilik, çıktının üretim faktörlerinden birine bölünmesine eşittir. Geniş anlamda verimlilik ise, ekonomik amaçlara ulaşmada araçların duyarlılık ve etkinliğini ölçen soyut bir

kavramdır. Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) üretim faktörlerini toprak, sermaye, işgücü ve teknik organizasyon olarak belirtmekte, üretimin bu faktörlere oranını da verimlilik ölçüsü olarak nitelemektedir. Buna karşın bazı iktisatçılar verimliliği teknolojik bir süreçten ziyade, tutum, motivasyon, işletme ve toplumsal kültürler gibi unsurların tümünün firma etkinliğini etkilemesinin bir sonucu olarak ifade etmektedirler (Akyıldız ve Karabıçak, 2002; 59).

Ücret, birçok şekilde tanımlanmaktadır. Bu farklı tanımlamalardan ikisi aşağıdaki gibidir.

İktisadi anlamda ücret, emeğin üretime kattığı değer karşılığında ödenen bedeldir (Akyıldız ve Karabıçak, 2002; 63).

Ekonomik analizde ücret, bir üretim faktörü olan işçi için ödenen fiyattır (Narayan,L.,2003;54).

Verimlilik ve ücretler arasındaki ilişki Merkantilistlerden günümüze farklı şekillerde ele alınmıştır. Örneğin, Adam Smith, ücretlerin çalışan kişilerin verimlilikleri vasıtasıyla belirlendiğini belirtmiştir. Bu ve buna benzer farklı tanımlamalarla zaman içinde karşılaşılacaktır. Bu ilişkiyi açıklamaya çalışan en önemli teorilerden biride *marjinal verimlilik teorisidir*.

Marjinal verimlilik teorisi, tam rekabetin var olduğu bir piyasada bir birim emeğe ödenecek ücretin, istihdam edilen son birimin marjinal verimine eşit olacağı gerçeğine dayanmaktadır. Bu ilişki şu şekilde ifade edilebilir:

$$P_i = MC_i = \frac{W_i}{MPL_i}$$

veya

$$MPL_i = \frac{W_i}{P_i} = \alpha APL_i$$

Burada,

P = Fiyat

MPL = İşçinin Marjinal Verimliği

W = Nominal Ücret

APL = Ortalama İşçi Verimliliği

MC = Marjinal Verimlilik

$\frac{W}{P}$ = Reel Ücret

$\alpha = \frac{\partial Q / \partial L}{Q / L} = \varepsilon_{QL}$ = İşçilerin Çıktı Esnekliği

Q = Çıktı Miktarı

olarak belirtilebilir.

Ancak ücret ve marjinal verimlilik arasında ortaya konulan bu ilişki ücretin oluşumunu izah etmektedir. Hâlbuki çıktı ile girdi arasındaki sayısal ya da parasal oranlama, pratik olarak kullanılan verimlilik ölçütünü verir. Azalan verimler kanunu gereği marjinal emek verimliliği ile ortalama emek verimliliğinin kesişim noktasından sonra ortalama emek verimliliği marjinal emek verimliliğinin üzerinde seyreder. İşletmelerin emek talebinde bulundukları alan bu kısımdadır. Bu anlamda denge durumlarında işletmelerin ortalama emek verimliliğinin emeğin marjinal verimliliğine eşit veya üzerinde seyretmesi olgusu ışığında, emeğe ödenen ücret ile ortalama verimlilik arasında da pozitif bir ilişki olduğunu belirtebiliriz. Emeğin ortalama verimi birim emek-zaman ya da iş gören başına çıktı miktarıdır. Eşit işlerde çalışan iş görenlerin, niteliklerinin standart olduğu varsayımı altında, birim zamanda sağladıkları çıktı miktarı da eşit olmalıdır (Akyıldız ve Karabıçak, 2002; 63).

İktisat teorisi yazınında, ekonomideki verimlilik kavramı son çalışanın çıktıya olan katkısı olarak ölçülen marjinal verimliliğidir. Fakat bu kolaylıkla ölçülemediğinden genellikle uygulamada ortalama işgücü verimliliğine başvurulmaktadır. Bu ölçüm ise toplam çıktının toplam işgücüne oranlanması şeklinde hesaplanabilmektedir (Pazarlıoğlu, V.M. ve Çevik, İ.E., 2007).

Diğer taraftan, ücret verimlilik ilişkisini geniş bir şekilde ele alan bir diğer yaklaşım da *etkin ücret teorisidir*.

Bu teoriye göre, işçilerin verimlilikleri onlara ödenen reel ücretlere dayanmaktadır. Eğer kesilen ücretler verimliliğe zarar verirse, daha sonra kesilen ücretler artan işçi maliyetleri ile sonuçlanabilir (çünkü işçi verimliliği sonuç olarak düşecektir). Bu teori işçi verimliliği ile ücretler arasında ters yönlü bir bağ kurar. Marjinal verimlilik teorisinde sebep verimlilik ve etki ücretler olmasına karşın burada sebep ücretler ve etki ise verimliliktir (Narayan,L.,2003;56).

Etkin ücret modellerinin genel özelliği, dengede firmaların piyasa dengesini aşan ücret ödemelerini karlı bulabilecekleridir. Yüksek ücretler işçilerin çabalarını artırmalarını sağlamaya, işçilerin toplu hareketlerini etkilemeyi ve daha yüksek nitelikte çalışanları çekmeye yardımcı olur. Temel etkin ücret hipotezleri işçilerin verimliliklerinin ücretleri ile pozitif bir ilişki içinde olduğunu belirtmektedir (Katz, F.L.,1986).

Yine Stiglitz(1986)⁶ farklı koşullar altında firmaların işçilerine ödedikleri ücretlerin işçilerinin verimlilikleri üzerinde büyük etkiye sahip olduğunu belirtmektedir. Yaptığı çalışmada, bir firmanın ödediği ücrette meydana gelen bir artışın kendi işgücü üzerinde pozitif bir etkisi olmasının birden fazla sebebi olduğunu belirtmiş ve şu başlıklar altında bunları aşağıdaki gibi açıklamıştır:

- a)Etkin ücret hipotezi
- b)İşgücü iş hacmi
- c)Teşvik edici etkiler
- d)Manevi etkiler
- e)Vasf (nitelik) etkileri
- f) İyileştirme etkileri

Kaytancı, U.B.(2008) tarafından, Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) ile Saat Başına Emegın Ortalama Ürünü (APLs) verileri arasında ve İşçi Başına Sabit Ücretler

⁶ Stiglitz, E.J.(1986), ``The Wage Productivity Hypothesis:It's Economic Concequences and Policy Implication for L.D.C.s'',Nber Working Paper Series,No:1976

(1987=100) ile İşçi Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APLi) verileri arasında Granger nedensellik testi yapılmıştır. Etkin ücret teorisinin Türkiye İmalat Sanayinde, 1963–1998 dönemi için, kısmi açıklayıcı bir özelliğe sahip olduğu belirtilmiştir. Yani ücretler verimliliğin Granger anlamında nedenselidir.

Çalışmamızın bundan sonraki bölümünde Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) (RW_s) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APLs) verileri üzerine panel birim kök ve panel eş bütünleşme testleri uygulanacaktır. Yapılan bu çalışmanın sonucunda etkin ücret teorisinde belirtilen verimlilik ve ücretler arasındaki pozitif ilişkinin uzun dönemde bir ilişkiye sahip olup olmadığı belirlenecektir. Ayrıca, yapılan testler karşılaştırılarak, teoriyle tutarlılıkları belirlenecektir.

Verilerin Analizi

Çalışmamızda, Türkiye İmalat Sanayisine ait 1963–1998 yıllarını kapsayan veriler analiz edilmektedir. Analizde, serilerimizde bireysel olarak birim kökün varlığını araştırmak için Genişletilmiş Dickey-Fuller(ADF) Birim Kök Testi’nden (Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test) yararlanılmıştır. Bu testin yapımında R-2.9.2 ve Eviews 5.1 paket programlarından yararlanılmıştır.

Testlerimize geçmeden önce verilerimiz arasındaki ilişki hakkında bir ön izlenim edinmeye çalışalım. Bunun için Kamu sektöründe ve Özel sektörde 20 alt sektörün toplamından oluşan 2–3 = 3: İMALAT SANAYİ veri setlerini kullanacağız. Yukarda da belirttiğimiz gibi, bu veri setimiz alt sektörlerin toplamından oluştuğu ve çalışmamızın iki digit olmasından dolayı panel birim kök ve eş bütünleşme testlerinde kullanılmamıştır. Burada kullanmamızın sebebi, verimiz imalat sanayinin toplamından oluştuğu için, hem Kamu ve Özel Sektörde verimlilik ve ücretleri karşılaştırmak hem de veri setimiz hakkında ön izlenim elde etmek olacaktır.

Öncelikle 2–3 = 3: İMALAT SANAYİ verilerinden Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) (RW_s) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APLs) verilerini elde ettik. Daha sonra bu verileri karşılaştırmak için, Kamu Sektörü ve Özel Sektörde ücretleri kendi aralarında ve ortalama verimlilikleride kendi aralarında olmak üzere bir oranlama yaptık. Yaptığımız işlemler aşağıdaki tabloda açık bir biçimde görülmektedir. Tabloda:

apl = Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APL_s)

rw = Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) (RW_s)

olarak ifade edilmiştir.

Aşağıdaki tabloda görüldüğü gibi, 1963 yılı Kamu İmalat Sanayi verimlilik düzeyi Özel İmalat Sanayi verimlilik düzeyinden %24 daha fazla iken, bu düzey artarak 1974 yılında %259 olmuştur. Bundan sonraki dönemler de önce azalan sonra artan bir seyir izlediği görülmektedir. Genel olarak sonuçlarımıza bakıldığında ise 1976, 1978, 1979 ve 1984 yılları dışında Kamu İmalat Sanayinde verimlilik düzeyinin daha yüksek olduğu söylenebilir.

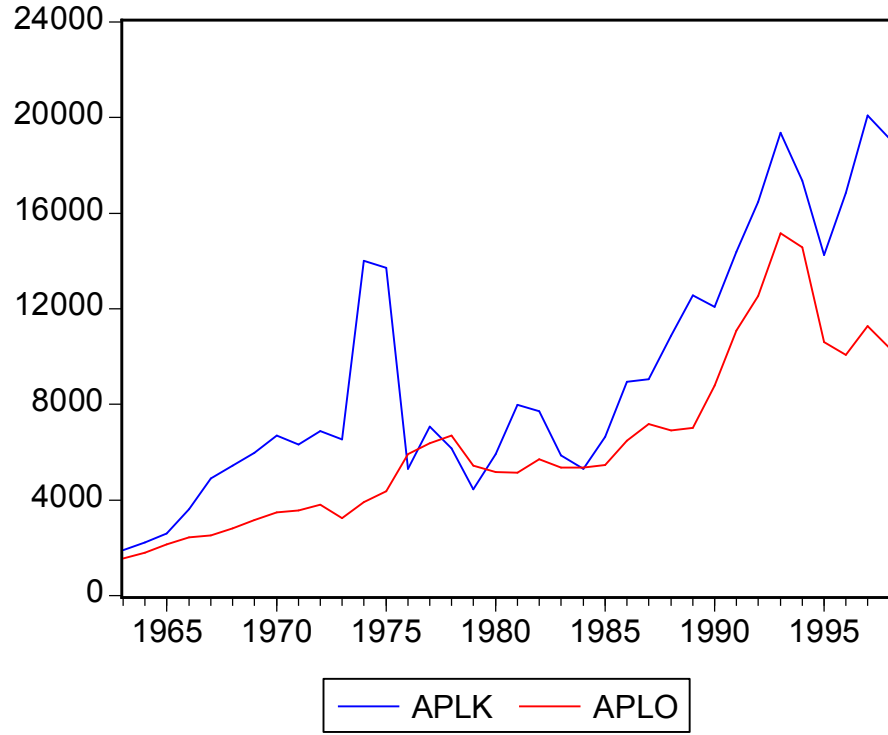
Diğer taraftan, Kamu İmalat Sanayi ücret düzeyiyle Özel İmalat Sanayi ücret düzeyi arasında da hemen hemen aynı ilişkinin olduğu söylenebilir. Hatta Kamu İmalat Sanayi ücret düzeyinin gözlemlenen bütün yıllarda daha yüksek olduğu görülmektedir.

Bununla birlikte, konumuz dışında olduğu için değinilmemesine rağmen petrol şokları ve krizler gibi ekonomik problemlerinde veriler üzerinde etkisinin gözlemlendiği söylenebilir. Örneğin, 1994 kriz yılında Kamu İmalat Sanayi ücret düzeyinin Özel İmalat Sanayi ücret düzeyinden %133 daha fazla olduğu görülmektedir.

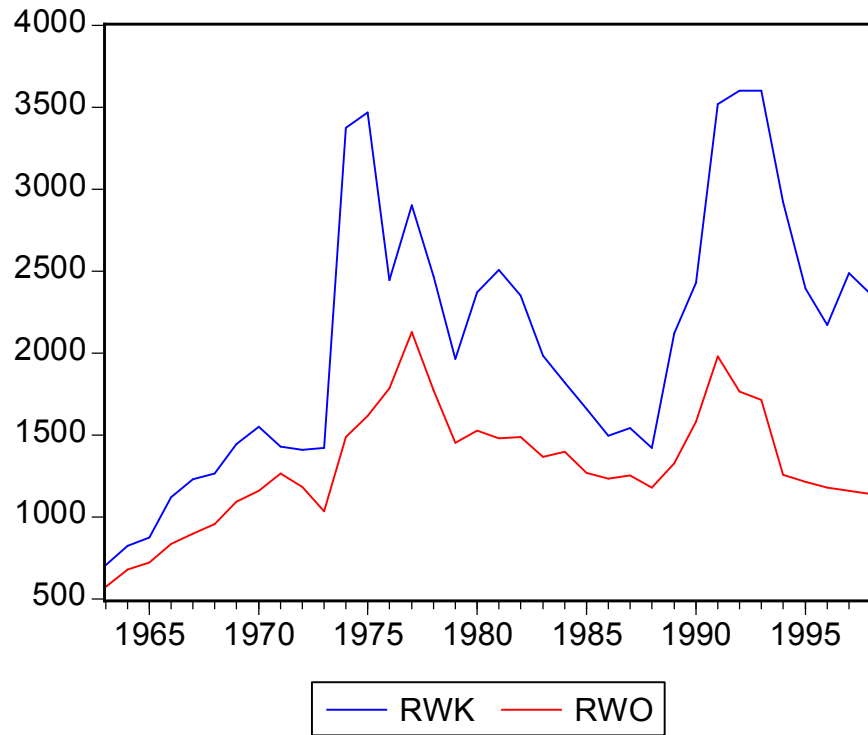
Yapılan bu çalışmanın veriler hakkında ön izlenim sağlanmak için yapıldığına ve İmalat Sanayinde kamu 20 ve özel sektörden 20 alt sektör olmak üzere toplamda 40 alt sektör için yapıldığını yeniden hatırlatmakta fayda vardır. İleride yapılacak panel birim kök ve eş-bütünleşme testlerimizde gerekçeleri belirtilerek bazı alt sektörler araştırmadan çıkarılmıştır.

Tablo 5. APL ve RW Karşılaştırılması (Kamu ve Özel Sektör)

	apl1-kamu	apl2-özel	apl1/apl2	Rw1-kamu	rw2-özel	rw1/rw2
1963	1.907	1.539	1,24	707	572	1,24
1964	2.219	1.791	1,24	823	677	1,21
1965	2.599	2.142	1,21	873	722	1,21
1966	3.617	2.446	1,48	1.119	834	1,34
1967	4.897	2.519	1,94	1.231	897	1,37
1968	5.425	2.819	1,92	1.267	958	1,32
1969	5.983	3.150	1,90	1.445	1.093	1,32
1970	6.705	3.484	1,92	1.551	1.159	1,34
1971	6.321	3.574	1,77	1.430	1.264	1,13
1972	6.889	3.811	1,81	1.411	1.184	1,19
1973	6.539	3.223	2,03	1.421	1.036	1,37
1974	14.009	3.898	3,59	3.374	1.490	2,26
1975	13.714	4.370	3,14	3.470	1.619	2,14
1976	5.292	5.927	0,89	2.444	1.784	1,37
1977	7.071	6.377	1,11	2.903	2.130	1,36
1978	6.170	6.691	0,92	2.470	1.773	1,39
1979	4.455	5.449	0,82	1.965	1.454	1,35
1980	5.911	5.183	1,14	2.372	1.529	1,55
1981	7.991	5.148	1,55	2.510	1.478	1,70
1982	7.708	5.701	1,35	2.353	1.488	1,58
1983	5.865	5.364	1,09	1.984	1.368	1,45
1984	5.303	5.356	0,99	1.820	1.399	1,30
1985	6.643	5.472	1,21	1.659	1.269	1,31
1986	8.933	6.482	1,38	1.495	1.234	1,21
1987	9.060	7.185	1,26	1.542	1.252	1,23
1988	10.872	6.919	1,57	1.420	1.179	1,20
1989	12.574	7.028	1,79	2.121	1.328	1,60
1990	12.081	8.791	1,37	2.429	1.583	1,53
1991	14.377	11.102	1,30	3.520	1.981	1,78
1992	16.484	12.546	1,31	3.601	1.767	2,04
1993	19.372	15.152	1,28	3.601	1.714	2,10
1994	17.372	14.588	1,19	2.924	1.255	2,33
1995	14.257	10.603	1,34	2.393	1.215	1,97
1996	16.855	10.069	1,67	2.170	1.180	1,84
1997	20.083	11.281	1,78	2.489	1.160	2,14
1998	19.089	10.344	1,85	2.359	1.141	2,07



Şekil 1: Kamu ve Özel İmalat Sanayinde Verimliliklerin Karşılaştırması



Şekil 2: Kamu ve Özel İmalat Sanayinde Ücretlerin Karşılaştırması

Seriler hakkında yukarıda yaptığımız açıklamalar **Şekil 1** ve **Şekil 2**'de daha açık bir şekilde görülmektedir. Burada:

APLK= Kamu imalat sanayi verimliliği

APLO= Özel İmalat sanayi verimliliğini

RWK= Kamu imalat sanayinde ücreti

RWO= Özel imalat sanayinde ücreti, şeklinde tanımlanmıştır.

Genişletilmiş Birim Kök Testi(ADF)

D.A.Dickey ve W.A. Fuller (1979⁷ ve 1981⁸) tarafından yapılan çalışmalarda boş hipotez altında zaman serisinin oluşum sürecinde birim kökün varlığını sınımlamışlardır. Yazarlar yaptıkları bu çalışmada standart t-tablo değerleri yerine kendilerinin oluşturdukları düzeltilmiş t-tablo değerlerini (τ (tau)-tablo değerleri) kullanmışlardır. Oluşturulan bu τ değerleri sabit ve trendin varlığına bağlı olarak farklı adlandırılmaktadır. Burada standart t-tablo değerlerinin kullanılmamasının nedeni, seri birim kök içerdiğinde t testinin sıfır etrafında dağılmaması, yani dağılımın sola çarpık(skewed) olmasıdır.

Dickey-Fuller testini teorik ve pratikte aşağıda **Tablo 5**'te sunulan regresyonları dikkate almaktadır:

Tablo 6: DF Özet Tablo

Regresyon denkleminin yapısı	Hipotez Testleri	Regresyon denklemi	Uygun(karşılık gelen) test istatistiği
Sabit terimsiz ve trendsiz(Pure Random Walk= Saf Rassal Süreç)	$H_0 : \gamma = 0$ $H_a : \gamma < 0$	$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	τ - istatistiği

⁷ D. Dickey ve W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, June 1979,74, ss. 427-431.

⁸ D. Dickey ve W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49 (July), 49,4.

Tablo 6. (devamı)

Sabit terimli ve trendsiz (Random Walk with Drift)	$H_0 : \gamma = 0$ $H_a : \gamma < 0$	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	τ_μ -istatistiği
Sabit terimli ve trendli(Random Walk with Drift and linear time trend)	$H_0 : \gamma = 0$ $H_a : \gamma < 0$	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$	τ_τ -istatistiği

Regresyonlar arasındaki farklılıklar sabit terim ve trendin ilave edilip edilmemesinden kaynaklanmaktadır.

Yukarda bütün regresyon denklemlerinde ilgilenilen parametre γ (gamma)'dır. Eğer $\gamma = 0$ ise, $\{y_t\}$ serisi bir birim kök içerir. Test γ 'nın tahmin değerini ve ilgili standart hataları elde edebilmek için yukarıdaki denklemlerden birinin (veya daha fazlasının) EKK (En Küçük Kareler) yöntemi kullanılarak tahminini içermektedir. Elde edilen t-istatistiklerini Dickey-Fuller tablolarında sunulan uygun değerler ile karşılaştırmak, araştırmacılara $\gamma = 0$ boş hipotezinin kabul edilmesi veya ret edilmesine karar verilmesini sağlar (W.Enders,1995;221). Bunun için çeşitli bilgisayar paket programları Dickey-Fuller (DF) istatistiğinin Dickey-Fuller ve MacKinnon kritik değerlerini verir. Eğer τ istatistiğinin mutlak değeri çeşitli anlamlılık düzeylerine göre bulunan MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerinden küçükse serinin durağan olmadığı, büyükse serinin durağan olduğu sonucuna varılır (Tari,R.,2005;395).

Test süreçleri her üç regresyon içinde aynıdır. Fakat kullanılan test istatistikleri sabit terim ve trendin denklemde yer alıp almamasına göre yukarda **Tablo 5**'te de belirtildiği dibi farklılık göstermektedir. Bu durum aşağıda belirteceğimiz Genişletilmiş Dickey-Fuller (bundan sonra ADF) test istatistiği için de geçerlidir.

Buraya kadar açıkladığımız Dickey-Fuller test süreci yukarıda tabloda belirttiğimiz regresyon denklemlerinden hangisinde olursa olsun hata terimi ε_t oto

korelasyonlu ise geçersizdir. Böyle bir durumda kalıntılardaki korelasyonun ortadan kaldırılması gerekir. Bunu gerçekleştirmek için modele değişkenin gecikmeli değerleri eklenmektedir. Bu şekilde uygulanan testlere ise Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri adı verilmektedir.

Tablo 7: ADF Özet Tablo

Regresyon denkleminin yapısı	Hipotez Testi	Regresyon denklemi	Uygun (karşılık gelen) test istatistiği
Sabit terimsiz ve trendsiz (Pure Random Walk= Saf Rassal Süreç)	$H_0 : \gamma = 0$ $H_a : \gamma < 0$	$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	τ - istatistiği
Sabit terimli ve trendsiz (Random Walk with Drift)	$H_0 : \gamma = 0$ $H_a : \gamma < 0$	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	τ_μ -istatistiği
Sabit terimli ve trendli (Random Walk with Drift and linear time trend)	$H_0 : \gamma = 0$ $H_a : \gamma < 0$	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	τ_τ -istatitiği

Yukardaki **Tablo 6**'da süreçler ve test istatistikleri sabit terim ve trende göre yeniden oluşturulmuştur.

Yeniden belirtilmesinde fayda olduğunu düşünerek, yukarda da görüldüğü gibi DF ve ADF test süreçleri aynıdır. Tek fark hata terimlerinde oto korelasyon olma ihtimalini göz önüne alarak değişkenin gecikmelerini regresyon denkleminimize eklemektir. Dolayısıyla, ADF regresyon denklemlerine de DF testini uygulamak mümkündür.

Ayrıca, Dickey ve Fuller (1981) katsayılar üzerindeki bileşik hipotezleri test etmek için üç yeni F istatistiği (ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3 olarak adlandırılan) sağlamıştır. ϕ_1, ϕ_2 ve ϕ_3 istatistikleri bilinen F –testi ile aynı şekilde kurulmuştur (Enders, W., 1995; 222).

$$\phi_i = \frac{[RSS(kısıtlı) - RSS(kısıtsız)] / r}{RSS(kısıtsız) / (T - k)}$$

Burada RSS(kısıtlı) ve RSS (kısıtsız) kısıtlı ve kısıtsız modellerden elde edilen kalıntıların kareleri toplamına eşittir.

r = kısıtların sayısı

T = kullanılabilir gözlemlerin sayısı

k = kısıtsız modelden tahmin edilen gözlemlerin sayısıdır.

Böylece, $T-k$ = kısıtsız modeldeki serbestlik dereceleridir.

Burada belirtilmesi gereken F-testi için Regresyon modellerinin nasıl kullanılması gerektiğidir. Tau(τ) istatistiklerinde olduğu gibi, sabit terimli ve trendli regresyon denklemi için ϕ_2 ve ϕ_3 test istatistikleri ve sabit terimli ve trendsiz regresyon denklemi için ϕ_1 test istatistikleri kullanılmalıdır. Denklemlerden elde edilen F-değerleri Dickey-Fuller tarafından tablolaştırılan uygun ϕ istatistiğinden küçükse boş hipotez kabul edilmektedir; eğer tablo değerinden daha büyük ise boş hipotez ret edilmektedir. Aşağıda bu süreç özet olarak verilmektedir.

Tablo 8: DF F- testi Özet

Regresyon denkleminin yapısı	Hipotez Testleri	Regresyon denklemi	Uygun (karşılık gelen) test istatistiği
Sabit terimli ve trendsiz (Random Walk with Drift)	$H_0 : a_0 = \gamma = 0$ $H_a : a_0 \neq 0$ veya $\gamma \neq 0$	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	ϕ_1 - istatistiği

Tablo 8. (devamı)

Sabit terimli ve trendli (Random Walk with Drift and linear time trend)	$H_0 : a_0 = \gamma = a_2 = 0$ $H_a : a_0 \neq 0$ veya $a_2 \neq 0$ veya $\gamma \neq 0$	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	ϕ_2 -istatistiği
	$H_0 : a_2 = \gamma = 0$ $H_a : a_2 \neq 0$ veya $\gamma \neq 0$		ϕ_3 -istatistiği

ADF birim kök testinin uygulanabilmesi için hata terimindeki oto korelasyonun ortadan kaldırılması, oto korelasyonun derecesinin belirlenmesine bağlıdır. Uygulamalarda otoregresif gecikme uzunluğu önceden bilinmediği için modelde yer alması gereken gecikme sayısı farklı stratejiler yürütülerek araştırmacı tarafından belirlenmektedir. Çünkü modele yanlış gecikme dâhil edilmesi, yapılacak testlerin gücünü azaltır. Ayrıca seçilecek gecikme sayısı olması gerekenden büyük seçilirse tahminler eğilimli olacaktır (Sevüktekin,M. ve Nargeleçekenler, M.,2005;289).

Gecikme sayısının belirlenmesinde uygulamada kullanılan stratejilerden ikisi Akaike ve Schwartz bilgi kriterleridir.

Akaike Bilgi Kriteri (AIC bundan sonra) şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$AIC = \exp\left(\frac{2k}{T}\right) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2$$

Schwarz Bilgi Kriteri (SIC bundan sonra) - bu kriter bazen Bayesian Bilgi Kriteri(BIC) olarak da adlandırılmaktadır.- şu şekilde tanımlanır:

$$SIC = T^{\frac{k}{T}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2$$

Bilgi kriterleri otoregresif gecikmenin derecesini belirlerken fonksiyonel biçimdeki gecikmelerin sayısını mümkün olduğunca minimize etmeye çalışmaktadır. Bu seçim yapılırken “cimrilik (parsimony)” prensibi dikkate alınır. AIC ve SIC bilgi kriterleri “bir ceza fonksiyonu” kullanarak doğru derecenin seçilmesine yardımcı olur (Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M., 2005; 290).

Gecikme sayısının belirlenmesinde diğer bir yöntem ise genelden özele yöntemidir. Ng ve Perron (1995)⁹ çalışmalarında Hall(1994)¹⁰ çalışmasını referans alarak genelden özele yöntemini özetle şu şekilde açıklanabilir:

- İlk olarak k gecikme sayısının üst sınırı belirlenir. (yani $k_{\max}$)
- İkinci adımda, regresyon denkleminde maksimum k için ADF testi uygulanır.
- Daha sonra, son gecikmenin anlamlılığını test etmek için t-istatistiğinin mutlak değerinin anlamlı olup olmadığına bakılır ve eğer anlamlıysa durulur ve birim kök testine geçilir. Eğer anlamlı değilse gecikme sayısı bir bir azaltılarak süreç aynı şekilde tekrarlanır.

Ng ve Perron(1995), $T=100$ olarak AR ve MA süreçlerinin her ikisi için yaptıkları Monte Carlo çalışmasıyla AIC, BIC ve Hall’un genelden özele yaklaşımlarını karşılaştırmışlardır. En önemli sonuçlar şu şekildedir (Mandala ve Kim, 1998; 78):

(i) AIC ve BIC gecikme sayısının (k) çok küçük değerlerini seçmektedir. Bu özellikle, MA hatalarında yüksek boyut bozulmaları (size distortions) ile sonuçlanmaktadır.

(ii) Hall’un kriteri gecikme sayısının (k) daha yüksek değerlerini seçmeye yönelmektedir. Daha yüksek $k_{\max}$ seçimi daha yüksek k değerinin seçilmesidir. Bu nominal seviyede olan boyutlarla sonuçlanmaktadır, fakat elbette bir güç kaybı olur.

⁹ Ng and Perron “Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag,” JASA, 1995. (Aktaran: Mandala ve Kim, 1998; 78)

¹⁰ Hall, A.(1994) Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection *Journal of Business & Economic Statistics*, **12**, (4), 461-70

Daha öncede belirtildiği gibi gecikme sayısının belirlenmesinin çeşitli yöntemleri vardır. Yukarıda açıkladıklarımız uygulamamızda kullanacağımız yöntemlerle kısıtlanmıştır.

Uygulamamızda, Türkiye İmalat Sanayi 1963-1998 yılları arasındaki veriler üzerine yapılacak ADF testleri için gecikme uzunlukları Eviews 5.1 paket programı kullanılarak şu şekilde belirlenmiştir:

1.Adım: Kamu ve Özel sektöre ait bütün alt sektörlerimiz için Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APL_s) Hall'ın(1994) çalışması referans alınarak genelden özele stratejisi uygulanmıştır. Bu yöntemin uygularken her alt sektöre sekizinci (8.) gecikmeden başlayarak ADF testleri uygulanmış ve son gecikmeye ait olan t-istatistiğinin anlamlı olup olmadığına bakılmıştır. Bütün gecikmeler kontrol edildikten sonra yalnızca bir t-istatistiği anlamlı ise bu kullanacağımız gecikme olarak kabul edilmiştir. Eğer t-istatistiklerinden hiçbiri anlamlı çıkmamışsa veya birden fazla t-istatistiği anlamlı bulunmuş ise ikinci adıma geçilmiştir.

2.Adım: Burada en uygun AIC ve SIC kriterleri bulunmaya çalışılmıştır. Birden fazla anlamlı t-istatistiğinin varlığında en küçük AIC ve SIC değerlerine sahip olan gecikme kullanılmak üzere seçilmiştir. Hiçbir gecikmenin anlamlı çıkmaması durumunda ise en küçük AIC ve SIC değerine sahip gecikme kullanılacak gecikme olarak seçilmiştir. AIC ve SIC kriterleri arasında şüpheye düşüldüğünde ise SIC kriteri daha düşük olan gecikme seçilmiştir.

Yukarda açıklanan adımların sonuçları **EK-1'de Tablo 9, 10, 11 ve 12'de** verilmiştir.

Gecikmelerimize karar verildiğine göre ADF testinin uygulamasına geçilebilir. Uygulamada R- 2.9.2 paket programını kullandık. Verileri test etmek için gerekli test süreçleri R- 2.9.2 paket programında tarafımızdan yazılmıştır.

Regresyonların deterministik kısmının doğru bir şekilde tanımlanmaması birim kök boş hipotezinin ret edilmesinde hata yapılmasına neden olabilmektedir.

Modelimizin regresyon denklemlerinin doğru bir şekilde belirlenmesi önemlidir. Bunun sağlamak için, veri yaratma süreci bilinmediğinde Juan Doldado, Tim Jenkinson ve Simon Sosvilla-Rivero(1990)¹¹ tarafından önerilen süreci Walter Enders(1995) şu şekilde sunmuştur:

Adım 1: Şekil 3'te de görüldüğü gibi, genel modelden başlanır (bu genelde bir trend ve sabit terim içerir) ve $\gamma = 0$ boş hipotezini test etmek için τ_τ istatistiğini kullanılır. Birim kök testleri boş hipotezi ret etmek için düşük bir güce sahiptir; böylece, eğer bir birim kök içeren boş hipotez ret edilirse, devam etmeye gerek yoktur. $\{y_t\}$ serisinin bir birim kök içermediği sonucuna varılır.

Adım 2: Eğer boş hipotez ret edilmez ise, Adım 1 'de fazladan deterministik regresyon yapıcının(regressor) olup olmadığının araştırılması zorunludur. Bir birim kök boş hipotezi altında önce trend teriminin anlamlılığı test edilmelidir (a_2 'nin anlamlılığını test etmek için $\tau_{\beta\tau}$ test istatistiği kullanılmalıdır). Bu sonuç için ek bir ispat ϕ_3 istatistiği kullanılarak $a_2 = \gamma = 0$ hipotezi test edilmesi yoluyla elde edilmeye çalışılabilir(Uygulamamızda biz bu yöntemi kullandık.). Eğer trend anlamlı değilse, Adım 3 'e geçilir. Diğer taraftan, eğer trend anlamlı ise, birim kökün varlığı standart normal dağılım kullanılarak yeniden test edilir. Bu süreçlerden sonra, eğer tahmin edilen denklemde trend uygun olmayan bir şekilde bulunuyorsa, a_2 'nin sınırlı (limiting) dağılımı standart normal dağılımdır. Eğer birim köklü boş hipotez ret edilirse, daha fazla devam etmeye gerek yoktur; $\{y_t\}$ serisinin birim kök içermediği sonucuna ulaşılır. Aksi takdirde, $\{y_t\}$ serisinin bir birim kök içerdiği sonucuna ulaşılır.

Adım 3: Önce trendsiz olarak regresyon denklemini tahmin edilir. Sonra, τ_μ istatistiği kullanılarak birim kökün varlığını test edilir. Eğer boş hipotez ret edilirse, modelin bir birim kök içermediği sonucuna ulaşılır. Eğer birim köklü boş hipotez ret edilemez ise, sabit terimin anlamlılığı test edilmelidir(veri $\gamma = 0$ altında, a_0

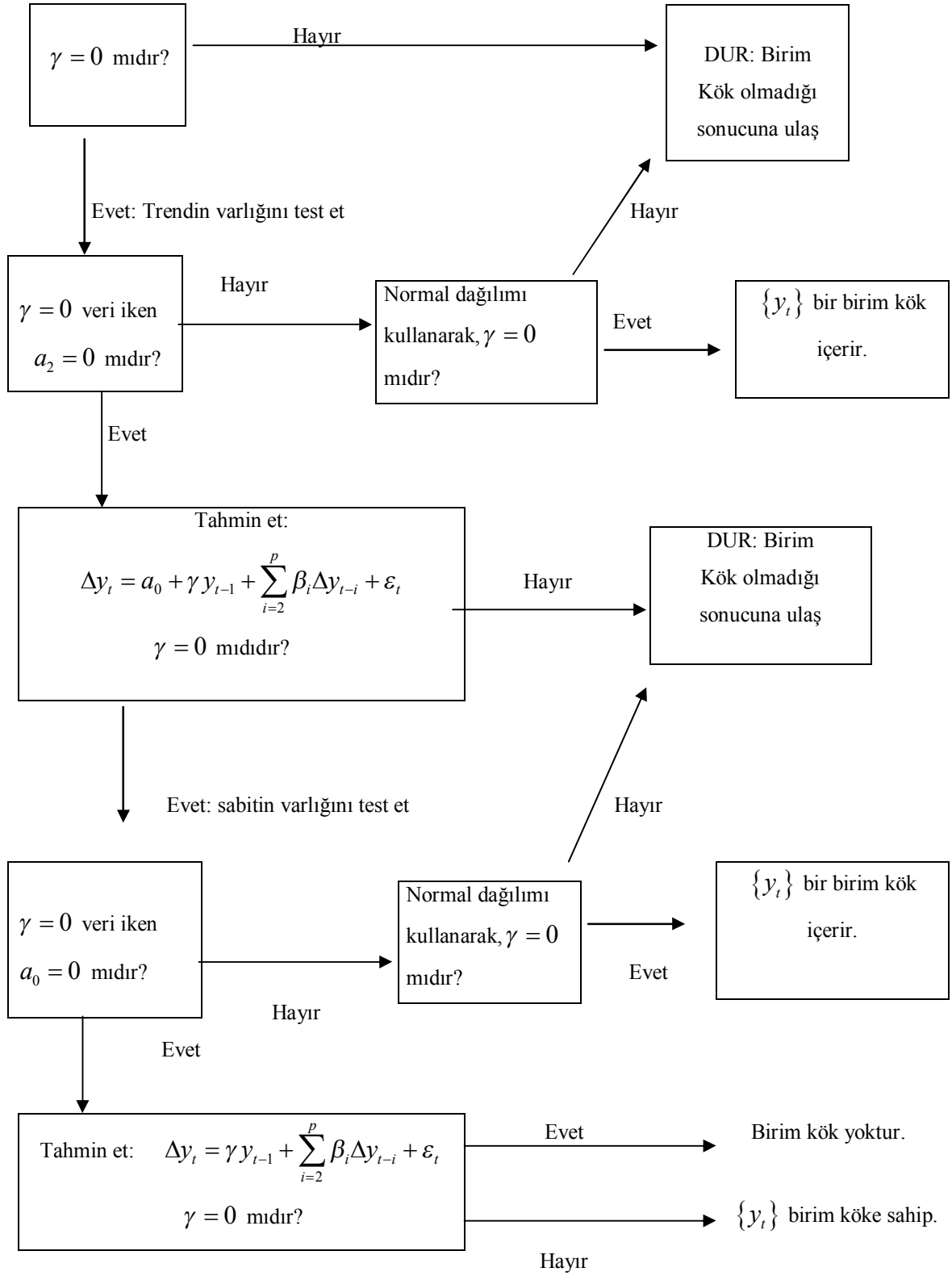
¹¹ Juan Doldado, Tim Jenkinson ve Simon Sosvilla-Rivero (1990), "Cointegration and Unit Roots," *Journal of Economic Surveys*, 4 (1990), ss. 249-273. (Aktaran: Enders, 2004, 212-213).

anlamlılığını test etmek için τ_{α_μ} istatistiği kullanılmalıdır.). Bu sonucun diğer bir ispatı ϕ_1 istatistiğini kullanarak $a_0 = \gamma = 0$ hipotezini test edilmesiyle sağlanabilir (Biz uygulamamızda bunu kullandık). Eğer sabit anlamlı değilse, dördüncü adıma geçilir. Eğer sabit anlamlı ise, standart normal dağılım kullanarak birim kökün varlığını test edilmelidir. Eğer birim köklü boş hipotez ret edilirse, $\{y_t\}$ serisinin bir birim kök içermediği sonucuna ulaşılır. Aksi durumda, $\{y_t\}$ serisinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılır.

Adım 4: Regresyon denklemini trendsiz ve sabit tersimsiz olarak tahmin edilir. Birim kökün varlığını test etmek için τ istatistiği kullanılmalıdır. Eğer birim köklü boş hipotez ret edilirse, $\{y_t\}$ serisinin bir birim kök içermediği sonucuna ulaşılır. Aksi durumda, $\{y_t\}$ serisinin bir birim kök içerdiği sonucunu çıkar.

Bu süreç için Enders(1995;257) tarafından oluşturulan özet aşağıda verilmiştir.

Tahmin et: $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$



Şekil 3: Birim Kök Test Etme Süreci

Kaynak: W. Enders(1995;257)

Türkiye İmalat Sanayi 1963–1998 yılları arasındaki veri setimize Özel ve Kamu sektörü için Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APLs) verileri ayrı ayrı yaptığımız Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök testimizin sonuçları aşağıdaki gibidir. Uygulamada Kamu sektörü 15 ve Özel sektör ise 19 alt sektörde incelenmiştir.

Kamu sektöründe, 21 = 313: İçki, 22 = 314: Tütün, 23 = 321: Dokuma, 31 = 351+352: Kimya, 33 = 361+362+369: Metalden Gayri, 34 = 371+372: Metal, 35 = 381: Madeni Eşya, 36 = 382: Makine, 38 = 384: Taşıt araçları Saat Başına Emeğin Ortalama Ürün (APLs) serileri birinci farkında durağan hale gelmiştir. Bu süreçler birinci dereceden bütünleşik, yani $I(1)$ olarak ifade edilebilir. Bu alt sektörler dışında kalan alt sektörlerin ise fark alınmaya gerek kalmadan durağan oldukları tespit edilmiştir(bütünleşme derecelerinin $I(0)$ olduğu söylenebilir). Testle ilgili ayrıntılı sonuçlar ekte **Tablo 1**'de verilmiştir.

Yine Kamu sektöründe, 20 = 311+312: Gıda, 22 = 314: Tütün, 25 = 331: Ağaç, 28 = 342: Matbaacılık, 33 = 361+362+369: Metalden Gayri, 35 = 381: Madeni Eşya, 36 = 382: Makine, 38 = 384: Taşıt araçları, Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) serilerinin birinci farklarında durağan hale geldikleri belirlenmiştir. Bu süreçler birinci dereceden bütünleşik, yani $I(1)$ olarak ifade edilebilir. Bunlar dışındakilerin ise $I(0)$ oldukları belirlenmiştir. Testle ilgili ayrıntılı sonuçlar ekte **Tablo 2**'de verilmiştir.

Özel sektörde ise, 20 = 311+312: Gıda, 23 = 321: Dokuma, 25 = 331: Ağaç, 26 = 332: Mobilya, 27 = 341: Kâğıt, 29 = 323: Kürk ve Deri, 30 = 355+356: Kauçuk, 31 = 351+352: Kimya, 33 = 361+362+369: Metalden Gayri, 34 = 371+372: Metal, 38 = 384: Taşıt araçları, 39 = 385+390: Muhtelif alt sektörlerinin Saat Başına Emeğin Ortalama Ürün (APLs) serilerinin birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri tespit edilmiştir. Bu alt sektörler dışında kalan alt sektörlerin biri dışında ise fark alınmaya gerek kalmadan durağan oldukları tespit edilmiştir(bütünleşme derecelerinin $I(0)$ olduğu söylenebilir.). 35 = 381: Madeni Eşya sektörünün ikinci farkında durağan hale geldiği belirlenmiştir. Testle ilgili ayrıntılı sonuçlar ekte **Tablo 3**'te verilmiştir.

Yine özel sektörde, 20 = 311+312: Gıda, 21 = 313: İçki, 22 = 314: Tütün, 23 = 321: Dokuma, 27 = 341: Kâğıt, 29 = 323: Kürk ve Deri, 31 = 351+352: Kimya, 33 = 361+362+369: Metalden Gayri, 34 = 371+372: Metal, 35 = 381: Madeni Eşya, 37 = 383: Elektrik Makineleri, 38 = 384: Taşıt araçları, Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) serilerinin birinci farklarında durağan hale geldikleri belirlenmiştir. Bu süreçler birinci dereceden bütünleşik, yani I(1) olarak ifade edilebilir. Bunların dışındakilerin ise I(0) oldukları belirlenmiştir. Testle ilgili ayrıntılı sonuçlar ekte **Tablo 4**'te verilmiştir.

Yukarda da görüldüğü gibi ADF testi boş hipotezi ret etmek için düşük bir güce sahiptir. Bunun üstesinde gelebilmek için literatürde birçok alternatif test süreci ileri sürülmüştür. Bu alternatiflerden biriside panel birim kök testleridir.

Panel birim kök testlerinin kullanılmasının nedeni yatay kesit birimlerinden gelen bilgi ile zaman serisinden gelen bilgilerin birleştirilmesidir. Zaman serisi boyutuna yatay kesit boyutunun eklenmesi tahmin etkinliğini artırır, daha düşük standart hata ve sonuç olarak daha yüksek t-oranına neden olur (Erlat,H.,2009). Bu da tahminlerimizin daha güvenilir olmasını sağlamaktadır.

Fisher Tipi Testler: Choi(2001) ve Maddala ve Wu(1999)

Teorik olarak ilk bölümde geniş bir biçimde açıkladığımız bu testin uygulamasında Eviews 5.1 paket programı kullanılmıştır.

Choi(2001) ve Maddala ve Wu(1999) tarafından ortaya konulan testler 1932 yılında Fisher¹² tarafından yapılan “Statistical Methods for Research Workers” çalışmasına dayanmaktadır. Meta analizde geniş bir biçimde kullanılan bu yöntem ters ki-kare testi olarak adlandırılmaktadır.

Nelson C. Mark(2001) bu süreci cebirsel olarak şöyle açıklar.

$$p_i = \Pr ob(\alpha < \alpha_i) = \int_{-\infty}^{\alpha_i} f(x)dx ,$$

¹² Fisher, R.A., 1932. Statistical Methods for Research Workers. Oliver and Boyd, London

Burada, α_i Genişletilmiş Dickey-Fuller (sabit terimli ve trendli) testinden elde edilmiş p-değerleri olsun, burada $f(\alpha)$ α 'nın olasılık yoğunluk fonksiyonudur. Burada $g(p)$ 'yi – bu dönüşüm (transformations) metodu ile p_i yoğunluk fonksiyonudur- şu şekilde yazabiliriz:

$$g(p_i) = f(\alpha_i) |J|$$

burada $J = d\alpha_i / dp_i$ dönüşümün Jacobian'ı ve $|J|$ ise bunun mutlak değeridir. $dp_i / d\alpha_i = f(\alpha_i)$ olduğu için, Jacobian $1 / f(\alpha_i)$ olur ve sonuçta $0 \leq p_i \leq 1$ için $g(p_i) = 1$ olur. Burada, p_i $[0,1]$ aralığında tek düze dağılmıştır ($p_i \sim U[0,1]$).

Daha sonra,

$$y_i = -2 \ln(p_i)$$

Tekrar, dönüşüm metodunu kullanarak, y_i olasılık yoğunluk fonksiyonu $h(y_i) = g(p_i) |dp_i / dy_i|$ şeklindedir. Fakat $g(p_i) = 1$ ve $|dp_i / dy_i| = p_i / 2 = (1/2) e^{-y_i/2}$ olduğundan, bunu $h(y_i) = (1/2) e^{-y_i/2}$ takip eder ki bu 2 serbestlik derecesinde ki-kare dağılımıdır. Hata terimi ε_{it} 'nin yatay kesit bağımsızlığı altında, aynı zamanda bileşik test istatistiği de bir ki-kare dağılımına sahip olacaktır.

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad x_{2N}^2$$

Test ettiğimiz hipotezlerimiz ise basitçe aşağıdaki gibidir:

H_0 = Seriler birim kök içerir.

H_1 = En az bir seri durağandır.

Bu süreç uygulamaya aktarıldığında ise şu sonuçlara ulaşılmıştır. Yapılan testler **EK-1**'de **Tablo 1, 2, 3 ve 4**'te gösterilmektedir.

Tablo 9: APL (Saat Başına) (Kamu) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları

Fisher Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=15)
91,1780	43,77

Tablo 10: Saat Başına Sabit Ücretler (Kamu) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=15)
60,8522	43,77

Tablo 11: APL (Saat Başına) (Özel) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları

P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=19)
52,1336	53,10

Tablo 12: Saat Başına Sabit Ücretler (Özel) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=19)
66,3909	53,10

Yukarda tablolarda da görüldüğü gibi, sadece Özel Sektörde ortalama verimlilik serisinde birim kök boş hipotezinin kabul edildiği görülmektedir. Bunun dışındaki bütün serilerimiz test sonuçlarımıza göre birim kök boş hipotezi ret edilmiştir(yani serilerimizden en az biri durağandır).

Fakat birinci kuşak panel birim kök testleri içerisinde yer alan bu testimiz yatay kesit bağımlılığını göz önüne almamaktadır. Ekonomik birimler arasında yatay kesit bağımsızlığı varsayımı gerçekçi bir varsayım değildir. Bundan dolayı, birimler arasındaki yatay kesit bağımlılığının göz önüne alınması önemlidir.

Yatay Kesit Bağımlılığının Belirlenmesi

Paneli oluşturan seriler arasındaki bağımlılık problemi birçok anlama gelebilir: (i) O'Connell (1998) gösterildiği gibi panel birim kök testleri yüksek gücün etkisi ile testlerin boyutlarında yukarı doğru bir sapma olacağından birim köklü boş hipotezi daha yüksek oranda ret edebilecektir. Böylesi boyut bozulmaları özellikle bağımlılık birimler arası eş bütünleşmeye dayanıyor ise meydana gelecektir. (ii) Eğer birim köklü boş hipotez ret edilmez ise, bu N bağımsız birim kökün var olduğu anlamına gelecektir. Fakat, eğer bu seriler genel stokastik trende sahipse, birim kök sayısı N'den daha az olacaktır (Erlat,H.,2009).

Uygulamamızda bağımlılıktan kurtulmak için iki yöntem uygulayacağız. İlk olarak, yukarda uyguladığımız Fisher testinin seriler arasında bağımlılık azaltıldığında nasıl sonuçlar verdiğini görmeye çalışacağız. Sonrada, seriler arasındaki bağımlılığı regresyon denklemi içerisinde ele alan Peseran (2003,2007) çalışmasını kullanarak sonuçların tutarlılıklarına bakacağız.

Seriler arasındaki bağımlılık problemini hakkındaki ilk çözüm LLC ve IPS vasıtasıyla uygulanmıştır. Bu çalışmalarda, belirli bir sabit terim ve/veya trend terimine ek olarak, zamanın her bir noktasında serilerin ortalamalarının alınmasıyla tahmin edilebilen, zamanın belirli bir anındaki sabit terimin varlığını varsaymışlardır. Başka bir deyişle, bu bağımlılık $\bar{q}_t = \sum_{i=1}^N q_{it} / N, t=1, \dots, T$ ¹³ hesaplanarak ve t noktasındaki her bir yatay-kesit gözleminden çıkartılarak; yani, her bir t için, hesaplamalarda q_{it} yerine $q_{it} - \bar{q}_t$ kullanılarak açıklanabilir. Bu düzeltme seriler arasındaki korelasyonu ortadan kaldırmaz fakat önemli bir şekilde azaltabilir (Erlat,H.,2009).

Yukarda anlatılan süreç uygulamamıza şu şekilde aktarılmıştır. Öncelikle 1963 yılından başlanarak 1998 yılına kadar her yıl için ayrı olmak üzere yatay kesit verilerimizin ortalamaları alınmıştır. Daha sonra her bir alt sektörümüzün verilerinden belirtilen yıllarla ilgili olarak hesapladığımız bu ortalama değer çıkartılmıştır. Elde edilen

¹³ Bu denklem $\Delta q_{it} = \beta_{ir}' d_{ir} + \alpha_i q_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta q_{it-1} + \varepsilon_{it}, i=1, \dots, N; r=0,1,2$ bir regresyon denklemi için verilmektedir.

yatay kesit bağımlılığından önemli bir şekilde arındırılmış veri setine Fisher tipi testimiz uygulanmıştır. Test sonuçları aşağıdaki gibidir.

Tablo 13: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış APL (Saat Başına) (Kamu) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları

Fisher Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=15)
118,639	43,77

Tablo 14: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış Saat Başına Sabit Ücretler (Kamu) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=15)
129,891	43,77

Tablo 15: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış APL (Saat Başına) (Özel) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları

P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=19)
87,0217	53,10

Tablo 16: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış Saat Başına Sabit Ücretler (Özel) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer(χ^2_{2N})(N=19)
119,545	53,10

Yapılan bu testler **EK-1**'de **Tablo 5, 6, 7 ve 8**'de gösterilmektedir.

Yukarıdaki sonuçlardan da görüldüğü gibi ilk yaptığımız Fisher tipi testlerimize göre yatay kesit bağımlılığından önemli ölçüde arındırdığımız serilerimiz üzerine

uyguladığımız ikinci Fisher tipi testlerimizin birim köklü boş hipotezi ret etmede daha güçlü olduğu görülmektedir. Özel Sektörde ortalama verimlilik serisinde birim kök boş hipotezinin kabul edildiği görülen ilk Fisher testinin aksine, bu test sonuçlarımıza göre Özel Sektörde ortalama verimlilik serisinde de birim kök boş hipotezi güçlü bir şekilde ret edilmektedir.

Pesaran(2003,2007)

Yatay kesit bağımlılığını göz önüne almak için uygulayacağımız ikinci yöntem ise Pesaran(2003,2007)¹⁴ tarafından önerilen panel birim kök testidir. Yaptığımız uygulamada R-2.9.2 paket programından yararlandık. R programında testimizin oluştururken Lopcu ve Ateş(2009)¹⁵ çalışmasından yararlanılmıştır ve tarafımızca yazılmıştır.

Pesaran'ın(2007) çalışmasında geliştirdiği testler, tahmin edilen faktörlerden sapmalara dayanan birim kök testleri yerine, standart DF (veya ADF) regresyonlarının bireysel serilerin birinci farkları ve gecikme derecelerinin (levels) yatay kesit ortalamaları ile genişletilmelerine dayanmaktadır. Çalışmada önerilen regresyon aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \alpha_i t + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it}$$

Yukarıdaki regresyon denkleminde b_i için elde edilen t istatistikleri her bir yatay kesitte birim kökü test etmemiz için kullanılır ve yatay kesitsel ADF (CADF) olarak adlandırılır. Panel birim kök testi ise b_i için elde edilen t değerlerinin aritmetik ortalamasına dayanır ve çalışmamızda $\overline{CADF}$ şeklinde gösterilmektedir. Her iki test istatistiği için gerekli kritik değerler Pesaran(2007) makalesinde verilmiştir.

$\overline{CADF}$, cebirsel olarak şu şekilde verilebilir:

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

¹⁵ Lopcu, K. ve Ateş, S. (2009), "Income Convergence between Turkey and EU Regions: A Panel Unit Root Approach, Anadolu International Conference in Economics, Eskişehir

$$\overline{CADF}(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$$

Türkiye İmalat Sanayi 1963–1998 yılların kapsayan Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100)(RW_s) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APL_s) verilerimize ilk olarak bireysel CADF testini uyguluyoruz. Elde ettiğimiz sonuçlar **Tablo16 ve 17**'de verilmektedir.

Ayrıca, kalıntılar arasındaki yatay kesit bağımlılığının anlamlılığını test etmek için, Lopcu K. ve Ateş S.(2009) çalışmasından faydalanarak, bireysel olarak elde ettiğimiz CADF ve ADF testlerimize CD_{LM} , CD_{LM1} ve CD_{LM2} testlerini uyguladık.

Tablo 17: CADF Test Sonuçları(Kamu Sektörü)

KAMU SEKTÖRÜ	$CADF_{APL_s}$	$CADF_{RW_s}$
20:Gıda	-2.75	-3.44
21:İçki	-6.49*	-4.04*
22:Tütün	-2.51	-3.17
23:Dokuma	-2.67	-4.16*
24:Kundura	-3.88*	-4.51*
25:Ağaç	-4.11*	-2.97
27:Kâğıt	-5.18*	-4.01*
28:Matbaacılık	-3.87	-2.80
31:Kimya	-3.86	-2.88
33: Metalden Gayri	-2.82	-2.70
34:Metel	-3.02	-4.27*
35:Madeni Eşya	-3.25	-4.83*
36:Makine	-2.45	-4.40*
37:Elektrik Mak.	-3.46	-4.20*
38:Taşıt Araçları	-4.99*	-3.37

* Peseran(2007) çalışmasında, %5 anlamlılık düzeyinde T=30 ve N=15 için belirtilen ve -3.88 olan kritik değere göre durağan serileri göstermektedir. Kamu sektörü için T=36 ve N=15 olan kendi serilerimize en yakın değer göz önüne alınmıştır.

Tablo 16'da da görüldüğü gibi Kamu Kesiminde beş alt sektör $CADF_{APL_s}$ testimize göre durağanken, yine Kamu Kesiminde $CADF_{RW_s}$ testine göre 8 alt sektörün durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 18: CADF Test Sonuçları(Özel Sektör)

ÖZEL SEKTÖRÜ	$CADF_{APL_s}$	$CADF_{RW_s}$
20:Gıda	-0.94	-2.63
21:İçki	-4.54*	-2.93
22:Tütün	-0.53	-1.92
23:Dokuma	-2.02	-4.18*
24:Kundura	-4.30*	-4.56*
25:Ağaç	-3.27	-4.73*
26:Mobilya	-1.74	-4.38*
27:Kâğıt	-1.40	-4.43*
28:Matbaacılık	-4.50*	-2.09
29:Kürk ve Deri	-3.64	-2.05
30:Kauçuk	-3.61	-5.66*
31:Kimya	-2.16	-1.82
33: Metalden Gayri	-4.34*	-4.72*
34:Metal	-4.04*	-3.33
35:Madeni Eşya	-0.01	-3.76
36:Makine	-3.76	-4.40*
37:Elektrik Mak.	-2.82	-3.38
38:Taşıt Araçları	-5.04*	-5.92*
39:Muhtelif	-1.36	-2.59

* Peseran(2007) çalışmasında,%5 anlamlılık düzeyinde T=30 ve N=20 için belirtilen ve -3.87 olan kritik değere göre durağan serileri göstermektedir. Özel sektör için T=36 ve N=19 olan kendi serilerimize en yakın değer göz önüne alınmıştır.

Yukarda **Tablo 17'**de Özel Kesim için yaptığımız $CADF_{APL_s}$ ve $CADF_{RW_s}$ testlerimizde sırasıyla altı ve dokuz alt sektörün durağan oldukları görülmektedir. ADF ve CADF testlerimizin karşılaştırılmasında kolaylık sağlaması için yaptığımız CD_{LM} , CD_{LM1} ve CD_{LM2} testlerimizden elde ettiğimiz sonuçlar aşağıdaki gibidir.

Tablo 19: Kalıntılarda yatay kesit bağımlılığının belirlenmesi(Kamu Kesimi)

KAMU SEKTÖRÜ	CD_{LM}	CD_{LM1}	CD_{LM2}
$CADF_{APL_s}$	0.074	226.15	8.36
ADF_{APL_s}	11.80	314.91	14.49
$CADF_{RW_s}$	-3.068	322.06	14.98
ADF_{RW_s}	24.466	870.158	52.801

Tablo 20: Kalıntılarda yatay kesit bağımlılığının belirlenmesi(Özel Kesim)

ÖZEL SEKTÖR	CD_{LM}	CD_{LM1}	CD_{LM2}
$CADF_{APL_s}$	2.52	273.79	5.56
ADF_{APL_s}	22.83	854.48	36.96
$CADF_{RW_s}$	-1.34	302.70	7.12
ADF_{RW_s}	25.92	920.30	40.52

Tablo 18 ve 19’da, CADF testlerinde ADF testlerine kıyasla bütün serilerde kalıntıların yatay kesit bağımlılığının nasıl azaldığı açıkça görülmektedir. Şimdi panel birim kök testi için elde edilen sonuçlara bakabiliriz.

Tablo 21: $\overline{CADF}$ Test Sonuçları

		$\overline{CADF}_{hes.}$	$\overline{CADF}_{tab.} (\%5)^{16}$
Kamu Sektörü	APL_s	-3.69	-2.76
	RW_s	-3.73	-2.76
Özel Sektör	APL_s	-2.85	-2.72
	RW_s	-3.66	-2.72

Panel verilerde birim kökü test etmek için bireysel CADF istatistiklerinin ortalamasında dayanan $\overline{CADF}$ panel birim kök testinin sonuçları **Tablo 20’de** görülmektedir. Birim köklü boş hipoteze karşın alternatifinde en az bir serinin durağan olması durumunu test ettiğimiz bu testimizde, $CADF_{hes.} < CADF_{tab.}$ olduğu durumlarda boş hipotez kabul edilmektedir. Bu açıklamaların ışığında serilerimizin hiçbirinde birim köklü boş hipotezin kabul edilmediği görülmektedir. Yani bütün serilerde en az bir

¹⁶ %5 anlamlılık düzeyinde CADF kritik değerleri için Peseran(2007) çalışmasından yararlanılmıştır. Kamu sektörü için bizim verilerimiz N=15 ve T= 36, Özel sektör için ise N=19 ve T= 36 ’dır. Kritik değerlerimiz, Peseran(2007)’da sabit terimli ve trendli regresyonu göz önüne alan tabloda, bizimkilere en yakın olan Kamu için N=15 ve T= 30, Özel sektör için N=20 ve T=30 olarak belirtilen tablo değerleridir

bireysel serinin durağan olduğu alternatif hipoteze ulaşılmaktadır. Bu durum, bireysel CADF testleri için yukarıda oluşturduğumuz tablolarda da açıkça görülmektedir.

Daha önce yaptığımız yatay kesit bağımlılığından verilerimizi kısmen arındırarak yaptığımız fisher tipi testlerimizin sonuçları ile bu testimizin sonuçlarını karşılaştırdığımızda sonuçlarımızın tutarlı olduğu görülmektedir.

Hanck(2007) Fisher Tipi Eş-bütünleşme testi

Panel eş bütünleşme testimize geçmeden önce bireysel olarak serilerimizin eş bütünleşik olup olmadığına bakmamız aşağıda yapılacak testlerin yorumlanmasında bize yardımcı olacaktır. Bunun için, ADF testlerinde elde ettiğimiz aynı dereceden entegre olan (Yani I(1) olan) serilerimizi kullandık. Yaptığımız Engel-Granger(1987) İki-adımlı test sürecinin sonuçları aşağıdaki gibidir:

Tablo 22: Engel-Granger Eş-bütünleşme Test Sonuçları (Kamu Sektörü)

KAMU SEKTÖRÜ	$ADF_{kalıntı}$
22:Tütün	-2.72
33: Metalden Gayri	-3.87*
35:Madeni Eşya	-2.90
36:Makine	-1.90
38:Taşıt Araçları	-3.26

* Engel-Yoo(1987) çalışmasında, %5 anlamlılık düzeyinde T=50 ve N=2 (değişken sayısı) için belirtilen ve -3.67 olan kritik değere göre eş bütünleşmenin gerçekleştiği serileri göstermektedir. Kamu sektörü için T=36 olan kendi serilerimize en yakın değer göz önüne alınmıştır.

Tablo 23: Engel-Granger Eş-bütünleşme Test Sonuçları (Özel Sektör)

ÖZEL SEKTÖR	$ADF_{kalıntı}$
20:Gıda	-1.76
23:Dokuma	-3.00
27:Kâğıt	-4.05*
29:Kürk ve Deri	-3.34
31:Kimya	-2.80
33:Metalden Gayri	-1.98
34:Metal	-2.93
38:Taşıt Araçları	-2.79

* Engel-Yoo(1987) çalışmasında, %5 anlamlılık düzeyinde T=50 ve N=2 (değişken sayısı) için belirtilen ve -3.67 olan kritik değere göre eş bütünleşmenin gerçekleştiği serileri göstermektedir. Kamu sektörü için T=36 olan kendi serilerimize en yakın değer göz önüne alınmıştır.

Tablo 19 ve 20’de görüldüğü gibi, Kamu sektöründe 33: Metalden Gayri alt sektörü ve Özel sektörde 27:Kâğıt alt sektöründe Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100)(RW_s) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APL_s) arasında bir eş bütünleşme ilişkisi olduğu görülmektedir.

Choi(2001) ve Mandala ve Wu(1999) çalışmalarında testlerinin eş-bütünleşme için de kullanılabileceğini belirtmişler fakat ayrıntılı olarak açıklamamışlardır. Bundan dolayı, biz çalışmamızda 2007 yılında Hanck tarafından yayımlanan ‘‘A Meta Analytic Approach to Testing for Panel Cointegration’’ makalesinden yararlandık. Makalede Choi(2001) ve Mandala ve Wu(1999) panel birim kök testleri panel eş-bütünleşme için uygun hale getirilmiş ve yeni bir test sunulmuştur.

Hipotezlerimiz şu şekildedir:

$$H_0 = \text{Eş-bütünleşme yoktur}$$

$$H_a = \text{En az bir seride eşbütünleşme ilişkisi vardır.}$$

Testimizin uygulama sürecinde Eviews5.1 paket programını kullandık. Testimiz Eviews 5.1 içerisinde yer alan program bölümünde tarafımızca yazılmıştır. Öncelikle Kamu Sektöründe aynı dereceden bütünleşik 5 alt sektörümüz için reel ücretleri ortalama verimlilikler üzerine regres ettik. Daha sonra bu regresyon denklemlerinden elde ettiğimiz kalıntıları programa kaydettik. Kalıntılarımızı panel veri seti haline getirerek, eş bütünleşme testimizin son aşamasında fisher temelli testimizi kullandık. Özel sektör için anlattığımız süreci 8 alt sektör için tekrarladık. Bu süreç sonucunda elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

Tablo 24: Hanck(2007) Test Sonuçları

	P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer (χ^2_{2N})
Kamu Sektörü	54,76	(N=5) 18.30
Özel sektör	83.62	(N=16) 26.30

Tablodan da görüldüğü gibi boş hipotezimiz ret edilmiştir. Yani iki sektörümüzde de uzun dönemde Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APL_s) arasında en az bir seride eş bütünleşme ilişkisi vardır. Bu sonuçlar, yukarıda yaptığımız standart eş bütünleşme testleri ile doğrulanmaktadır. Standart eş bütünleşme testlerimizin sonucunda Kamu sektörü ve Özel sektörde birinci dereceden entegre olan serilerimize uyguladığımız eş bütünleşme testlerinin sonucunda alt sektörlerden birer tanesinde eş bütünleşme ilişkisi bulunmuştu. Sonuç olarak, iki test sürecimizin birbiri ile tutarlı olduğu görülmektedir.

Regresyon kalıntılarının grafikleri **Ek-2**'de **Şekil 1 ve 3**'te bütün serilerimiz için verilmiştir. Kalıntılarımızın durağan olduğu burada açık bir şekilde görülmektedir.

Daha sonra yukarda birim kökler için elde ettiğimiz yatay kesit bağımlılığından kısmen arındırılmış veriler üzerine Hanck(2007) eş bütünleşme testini uyguladık. Yatay kesit bağımlılığından kısmen arındırılmış seriler üzerine yaptığımız bu çalışmamızda aşağıdaki sonuçları elde ettik. Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış serilerin regresyon kalıntılarına ait grafikler **Ek-2**'de **Şekil 3 ve 4**'te verilmiştir.

Tablo 25: Yatay Kesit Bağımlılığından Kısmen Arındırılmış Veriler İçin Hanck(2007)

Test Sonuçları

	P Testi $\left(= -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \right)$	%5 kritik değer (χ^2_{2N})
Kamu Sektörü	76.40	(N=5) 18.30
Özel sektör	101.54	(N=16) 26.30

Sonuçlardan da anlaşılacağı gibi, hem yatay kesit bağımlılığını arındırmadığımız hem de arındırdığımız serilerimizin Fisher tipi eş bütünleşme testimize göre kalıntılarımızın durağan olduğulaşılmaktadır. Testlerimizde hesapladığımız değerler kritik değerlerimizden büyük olduğu için Saat Başına Sabit Ücretler (1987=100)(RW_s) ile Saat Başına Emeğin Ortalama Ürünü (APLs) serilerimiz arasında, Kamu sektörü ve Özel sektör için, en az bir seride eşbütünleşme vardır.

SONUÇ

Ekonometri alanında son dönemlerde panel veri çalışmaları hem uygulamada hem de teoride büyük gelişme göstermiştir. Verileri elde etmenin gün geçtikçe kolaylaşması, zaman serisi ve yatay kesit verileriyle cevap verilemeyen problemleri çözmesi, daha karmaşık modellerle çalışmaya imkânı sağlaması ve verilerin kendi içlerindeki bazı oluşumlara (ör: heterojenlik) esneklik sağlaması gibi avantajların panel veri çalışmalarının ileride de önemini koruyacağını göstergeleri olarak kabul edilebilir.

Literatürde, standart birim kök testlerinin özellikle küçük örneklerde birim köklü boş hipotezi durağan alternatifinden ayırmada güçsüz olduğu bilinmektedir. Bunun için ileri sürülebilecek çözümlerden biride verilerdeki gözlem sayısını artırmaktır. Böylece, panel veri kullanımı gözlemlerin sayısını arttırmak vasıtasıyla küçük örneklem içerisindeki birim kök testlerinin düşük güçte olma durumunu çözmemize yardımcı olur. Bu durum uygulama kısmında yaptığımız ADF testlerimiz ve panel birim kök testlerimiz karşılaştırıldığında da açık bir şekilde görülmüştür. Sonuçlarımızın burada teori ile tutarlı olduğu görülmektedir; fakat yapılan panel birim kök testlerimizin genellikle standart birim kök testlerine dayanması nedeniyle, uygulamalarda standart birim kök testinde karşılaşılan yapısal kırılmayı göz önüne almama gibi problemlerin panel birim kök testlerine de taşınacağına dikkat edilmelidir.

Uygulama kısmında, panel çalışmaların doğruluklarının kanıtlanması için standart testlerden yararlanılmıştır. Bu teorik olarak açıklanan bilgilerin uygulamaya nasıl aktarıldığını ve doğruluklarının nasıl kanıtlandığını göstermek için önemlidir. Bunun için, örneğin ADF ve CADF testleri yapılmıştır. Bu yatay kesit bağımlılığı göz önüne alındığında elimizdeki veri setinin nasıl etkileneceğini göstermemize yardımcı olmuştur. Ayrıca, panel eş bütünleşme testimizin sonuçları standart eş bütünleşme testi ile panel birim kök testlerimizin sonuçları ise ADF ve CADF gibi testlerle kanıtlanmıştır. Bu tez çalışmasında asıl yapmaya çalışılan bir ekonomi teorisinin kanıtlanması değildir; burada bir ekonometri konusu olan panel veri testlerinin ekonomik bir veri grubuna nasıl uygulanabileceği ve sonuçlarının nelerden etkilendiği açıklanmaya çalışılmıştır. Ama iktisadi olarak test sonuçlarımızda şunu belirtmektedir: *Türk İmalat Sanayi veri seti ve uygulanan yöntemler Etkin Ücret teorisini ret etmeyen sonuçlar ortaya koymaktadır.*

KAYNAKÇA

- Akyıldız, Hüseyin ve Karabıçak Mevlüt (2002), “Verimlilik Ücret İlişkisinin Analizi”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İBF Dergisi*, Cilt 7, Sayı 2, pp. 57-76.
- Badi H. Baltagi & Chihwa Kao (2000), "Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey" , Center for Policy Research Working Papers 16, *Center for Policy Research*, Maxwell School, Syracuse University.
- Baltagi, B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Third edition, Chichester: Wiley.
- Bai, J. and Ng, S. (2001), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Mimeo*, Boston College, Department of Economics.
- Bai, J. and Ng, S. (2004), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, 72(4), 1127-1178.
- Barbieri, L. (2006), "Panel Unit Root Tests: A Review", *Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali*, Serie Rossa, n.43, Università Cattolica del Sacro Cuore, Piacenza.
- Barbieri, L. (2007), “Panel Cointegration Tests: A Review”, *Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali*, Serie Rossa, n.44, Università Cattolica del Sacro Cuore, Piacenza.
- Breitung, J..M. and W. Meyer (1994), “Testing for Unit Roots using Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?”, *Applied Economics*, 26, 353-361.
- Breitung, J. & Pesaran, M.H. (2005), "Unit Roots and Cointegration in Panels," *Cambridge Working Papers in Economics 0535*, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Chang, Y. (2002), "Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross.Sectional Dependency", *Journal of Econometrics*, 110, 261-292.
- Chang, Y. (2004), "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *Journal of Econometrics*, 120, 263-293.
- Choi, I. (1999), “Asymptotic Analysis of a Nonstationary Error Component Model”, *Manuscript*, Kookmin University, Korea.

- Choi, I. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- DeJong, D.N. and C.H. Whiteman (1991), "Reconsidering 'Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series'", *Journal of Monetary Economics*, 28, 221-54.
- D. Dickey ve W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, June 1979, 74, ss. 427-431.
- D. Dickey ve W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49 (July), 49, 4.
- Elliott, G., T.J. Rothemberg and J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Enders, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*, Birinci Baskı, Wiley.
- Engle, Robert F. and Yoo, Byung Sam, (1987) "Forecasting and testing in co-integrated systems," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 35(1), pages 143-159, May.
- Erlat, Haluk.(2009) " Persistence in Turkish Real Exchange Rates: Panel Approaches", *FIW Working Paper Series*, No:29
- Fisher, R.A. (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver & Boyd, Edinburgh, 4th Edition.
- Gengenbach, Christian & Palm, Franz & Urbain, Jean-Pierre.(2004), "Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-Sectional Dependencies: Comparison and Implications for Modelling," *Research Memoranda040*, Maastricht: METEOR, Maastricht Research School of Economics of Technology and Organization.
- Hurlin, C. ve Mignon, V.(2006), "Second generation panel unit root tests" Manuscript, *THEMA-CNRS*, University of Paris X.
- Hall, A.(1994), "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection ", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, (4), 461-70.
- Juan Doldado, Tim Jenkinson ve Simon Sosvilla-Rivero (1990), "Cointegration and Unit Roots," *Journal of Economic Surveys*, 4 (1990), ss. 249-273.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

- Katz, Lawrence F. (1986), "Efficiency wage theories: A partial evaluation," *NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper*, (Seri No: 1906), ss. 1-60.
- Kaytancı, U.B.(2008), "Ücret Teorileri ve Türkiye İmalat Sanayinde Ücretlerin Durumu Üzerine Uygulama", *Doktora Tezi*, Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Adana.
- Levin, A. and C.F. Lin(1992), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Discussion paper#92-93*, University of California at San Diego.
- Levin, A., C.F. Lin ve C.S.J. Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Lopcu, K. ve Ateş, S.(2009), "Income Convergence between Turkey and EU Regions: A Panel Unit Root Approach", *Anadolu International Conference in Economics*, Eskişehir.
- Maddala, G.S. and Kim,I.(1998), "Unit Roots, Cointegration and Structural Change", *Cambridge University Press*, United Kingdom.
- Maddala, G.S. and Wu, S. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, 631-652.
- Mark, C.N. (2001), "International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods", *Blackwell Publisher Inc*, USA,ss.47-48.
- McCoskey, S. and C. Kao (1998), "A Residual-based of the Null Hypothesis of Cointegration in Panel Data", *Econometrics Reviews*, 17, 57-84.
- McCoskey, S. and C. Kao (1999a), "A Monte Carlo Comparison of Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Propagation in Probability and Statistics*, 1,165-198.
- Moon, H.R. ve Perron B.(2004a), "Asymptotic Local Power of Pooled t-Ratio Tests for Unit Roots in Panels with Fixed Effects", *Mimeo*, University of Montreal.
- Narayan, L.(2003), *Productivity and Wages in Indian Industries*, Discovery Publishing Haouse.
- Ng, S. and Perron, B.(1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag," *JASA*.

- O'Connell, P. (1998), "The Overvaluation of Purchasing Power Parity", *Journal of International Economics*, 44, 1-19.
- Pazarlıoğlu, M. Vedat ve Çevik, E.İsmail (2007), "Verimlilik, Ücretler ve İşsizlik Oranları Arasındaki İlişkinin Analizi: Türkiye Örneği", *Celal Bayar Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, Cilt:14, Sayı:2, pp.1-17.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 653–670.
- Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration. Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory* 20, 597–625.
- Phillips, P.C.B., ve Moon, H.(1999b) "Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments", *Econometric Reviews*, Taylor and Francis Journals, vol. 19(3), pages 263-286.
- Pesaran, H.M. (2003), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", *Mimeo*, University of Southern California.
- Pesaran, H.M.(2007), "A Simple Panel Unit Root Test In The Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265–312 (2007), Wiley InterScience.
- Quah, D. (1994), "Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data", *Economics Letters*, 44, 9-19.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M.,(2005), *Zaman Serileri Analizi*, Birinci Baskı, Nobel Yayın, No:770.
- Stiglitz, E.J.(1986), "The Wage Productivity Hypothesis: It's Economic Consequences and Policy Implication for L.D.C.s", *Nber Working Paper Series*, No:1976
- Tarı, Recep(2005), *Ekonometri*, Üçüncü Baskı, Kocaeli Üniversitesi, Yayın No:172

EKLER

EK-1: Standart ve Panel Birim Kök Test Sonuçları

Tablo 1: APL (Saat Başına) (Kamu) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Date: 10/14/09 Time: 23:48

Sample: 1963 1998

Series: X20, X21, X22, X23, X24, X25, X27, X28, X31, X33, X34, X35,
X36, X37, X38

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

User specified maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2

Total number of observations: 522

Cross-sections included: 15

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	91.1780	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 2: Saat Başına Sabit Ücretler (Kamu) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Date: 10/14/09 Time: 23:46

Sample: 1963 1998

Series: Z20, Z21, Z22, Z23, Z24, Z25, Z27, Z28, Z31, Z33, Z34, Z35,
Z36, Z37, Z38

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

User specified maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 3

Total number of observations: 520

Cross-sections included: 15

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	60.8522	0.0007

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 3: APL (Saat Başına) (Özel) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Date: 10/14/09 Time: 23:59

Sample: 1963 1998

Series: X20P, X21P, X22P, X23P, X24P, X25P, X26P, X27P, X28P,
X29P, X30P, X31P, X33P, X34P, X35P, X36P, X37P, X38P, X39P

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

User specified maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 645

Cross-sections included: 19

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	52.1336	0.0631

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 4: Sabit Ücret (Saat Başına) (Özel) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Date: 10/18/09 Time: 22:47

Sample: 1963 1998

Series: Z20P, Z21P, Z22P, Z23P, Z24P, Z25P, Z26P, Z27P, Z28P,
Z29P, Z30P, Z31P, Z33P, Z34P, Z35P, Z36P, Z37P, Z38P, Z39P

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

User specified maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 2

Total number of observations: 660

Cross-sections included: 19

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	66.3909	0.0029

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 5: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış APL (Saat Başına) (Kamu) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 10/25/09 Time: 15:58
 Sample: 1963 1998
 Series: DX20, DX21, DX22, DX23, DX24, DX25, DX27, DX28, DX31, DX33, DX34, DX35, DX36, DX37, DX38
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 4
 Total number of observations: 520
 Cross-sections included: 15

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	118.639	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 6: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış Saat Başına Sabit Ücretler (Kamu) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
 Date: 10/25/09 Time: 15:54
 Sample: 1963 1998
 Series: DZ20, DZ21, DZ22, DZ23, DZ24, DZ25, DZ27, DZ28, DZ31, DZ33, DZ34, DZ35, DZ36, DZ37, DZ38
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User specified maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1
 Total number of observations: 520
 Cross-sections included: 15

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	129.891	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 7: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış APL (Saat Başına) (Özel) (1963–1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Date: 10/25/09 Time: 16:18

Sample: 1963 1998

Series: DX20P, DX21P, DX22P, DX23P, DX24P, DX25P, DX26P,
DX27P, DX28P, DX29P, DX30P, DX31P, DX33P, DX34P, DX35P,
DX36P, DX37P, DX38P, DX39P

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

User specified maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 655

Cross-sections included: 19

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	87.0217	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 8: Yatay kesit bağımlılığından arındırılmış Saat Başına Sabit Ücretler (Özel) (1963-1998) Fisher Testi Sonuçları

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Date: 10/25/09 Time: 16:23

Sample: 1963 1998

Series: DZ20P, DZ21P, DZ22P, DZ23P, DZ24P, DZ25P, DZ26P,
DZ27P, DZ28P, DZ29P, DZ30P, DZ31P, DZ33P, DZ34P, DZ35P,
DZ36P, DZ37P, DZ38P, DZ39P

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

User specified maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1

Total number of observations: 660

Cross-sections included: 19

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	119.545	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tablo 9: APL (Saat Başına) (Kamu) (1963-1998) Birim Kök Testi Sonuçları

Seriler	Seriler	Gecikme Sayısı	Seviye(Level)			Birinci Fark(First Difference)	%5 Kritik değerler	Olasılıklar
			Trendli ve Kesmeli(τ_t)	Kesmeli ve Trendsiz(τ_μ)	Kesmesiz ve Trendsiz(τ)			
20	Gıda	0				-6.3775	-1.95(τ)	0.2751
21	İçki	0	-6.5517				-3.50(τ_t)	0.0000
22	Tütün	0				-5.8475	-1.95(τ)	0.1659
23	Dokuma	0				-6.8559	-1.95(τ)	0.2769
24	Kundura	0	-3.8174				-3.50(τ_t)	0.0274
25	Ağaç	1	-4.0202				-3.50(τ_t)	0.0174
27	Kâğıt	0	-4.7906				-3.50(τ_t)	0.0025
28	Matbaacılık	0		-3.557			-2.93(τ_μ)	0.0568
31	Kimya	0				-7.3378	-1.95(τ)	0.1399
33	Metalden gayri	0				-6.1233	-1.95(τ)	0.1623
34	Metal	0				-6.4699	-1.95(τ)	0.0884
35	Madeni Eşya	1				-5.1682	-1.95(τ)	0.0911
36	Makine	0				-5.2397	-1.95(τ)	0.5585
37	Elektrik Makineleri	2	-3.819				-3.50(τ_t)	0.0280
38	Taşıt Araçları	0				-5.7197	-1.95(τ)	0.1373

*Tabloda seviye ve birinci fark düzeyinde yalnızca serinin durağan olduğu kısmındaki değerler verilmiştir. Kritik değer ise serinin durağan olduğu durumdaki değere karşılık gelen kritik değerdir

Tablo 10: Saat Başına Sabit Ücretler (Kamu) (1963-1998) Birim Kök Testi Sonuçları

Seriler	Seriler	Gecikme Sayısı	Seviye(Level)			Birinci Fark(First Difference)	%5 Kritik değerler	Olasılıklar
			Trendli ve Kismeli(τ_t)	Kismeli ve Trendsiz(τ_μ)	Kesmesiz ve Trendsiz(τ)			
20	Gıda	2				-3.4551	-1.95(τ)	0.0671
21	İçki	0		-3.16			-2.93(τ_μ)	0.1334
22	Tütün	0				-5.3467	-1.95(τ)	0.2789
23	Dokuma	0		-3.4386			-2.93(τ_μ)	0.0657
24	Kundura	1	-4.2544				-3.50(τ_t)	0.0100
25	Ağaç	2				-3.6122	-1.95(τ)	0.1075
27	Kâğıt	0		-3.2166			-2.93(τ_μ)	0.0599
28	Matbaacılık	3				-2.9581	-1.95(τ)	0.0918
31	Kimya	4		-2.9639			-2.93(τ_μ)	0.1322
33	Metalden gayri	0				-5.3326	-1.95(τ)	0.6400
34	Metal	1	-3.9546				-3.50(τ_t)	0.0203
35	Madeni Eşya	0				-7.2355	-1.95(τ)	0.1919
36	Makine	0				-6.1772	-1.95(τ)	0.1160
37	Elektrik Makineleri	0		-3.0002			-2.93(τ_μ)	0.1133
38	Taşıt Araçları	0				-6.4223	-1.95(τ)	0.2895

Tablodaki seviye ve birinci fark düzeyinde yalnızca serinin durağan olduğunda aldığı değerlere yer verilmiştir. Kritik değer ise serinin durağan olduğu durumdaki değere karşılık gelen kritik değerdir.

Tablo 11: APL (Saat Başına) (Özel) (1963-1998) Birim Kök Testi Sonuçları

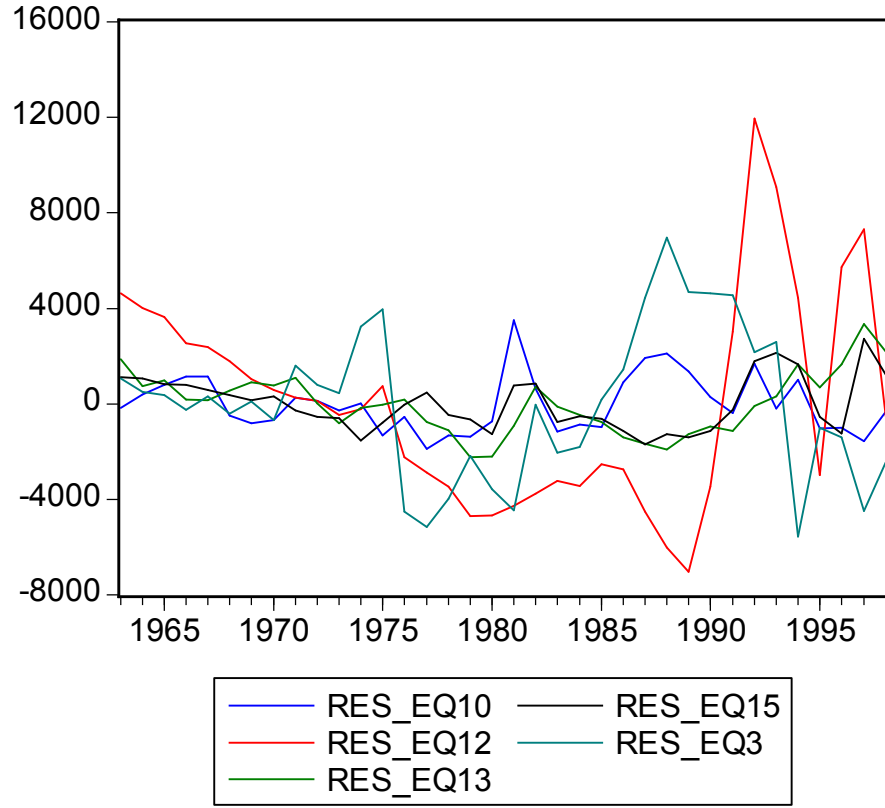
Seriler	Seriler	Gecikme Sayısı	Seviye(Level)			Birinci Fark	%5 Kritik değerler	Olasılıklar
			Trendli ve Kesmeli(τ_r)	Kesmeli ve Trendsiz(τ_μ)	Kesmesiz ve Trendsiz(τ)			
20	Gıda	2				-3.0741	-1.95(τ)	0.1897
21	İçki	4	-3.7729				-3.50(τ_r)	0.0320
22	Tütün	4		3.2098			-2.93(τ_μ)	1.0000
23	Doküma	0				-4.9921	-1.95(τ)	0.4453
24	Kundura	0	-4.2964				-3.50(τ_r)	0.0088
25	Ağaç	1				-4.3769	-1.95(τ)	0.9422
26	Mobilya	0				-6.0777	-1.95(τ)	0.6110
27	Kâğıt	4				-2.0085	-1.95(τ)	0.0650
28	Matbaacılık	0	-3.5386				-3.50(τ_r)	0.0506
29	Kürk ve Deri	0				-6.1259	-1.95(τ)	0.2841
30	Kauçuk	1				-3.8455	-1.95(τ)	0.2458
31	Kimya	2				-2.745	-1.95(τ)	0.5353
33	Metalden gayri	0				-4.6084	-1.95(τ)	0.6000
34	Metal	0				-5.7618	-1.95(τ)	0.1947
35	Madeni Eşya	4	1(2)	1(2)	1(2)	1(2)	1(2)	0.1156
36	Makine	0				-4.5602	-1.95(τ)	0.6631
37	Elektrik Makineleri	4			3.0208		-1.95(τ)	0.9953
38	Taşıt Araçları	0				-6.0067	-1.95(τ)	0.2110
39	Muhelif	0				-5.2495	-1.95(τ)	0.8974

Tablo 12: Sabit Ücretler (Saat Başına) (Özel) (1963-1998) Birim Kök Testi Sonuçları

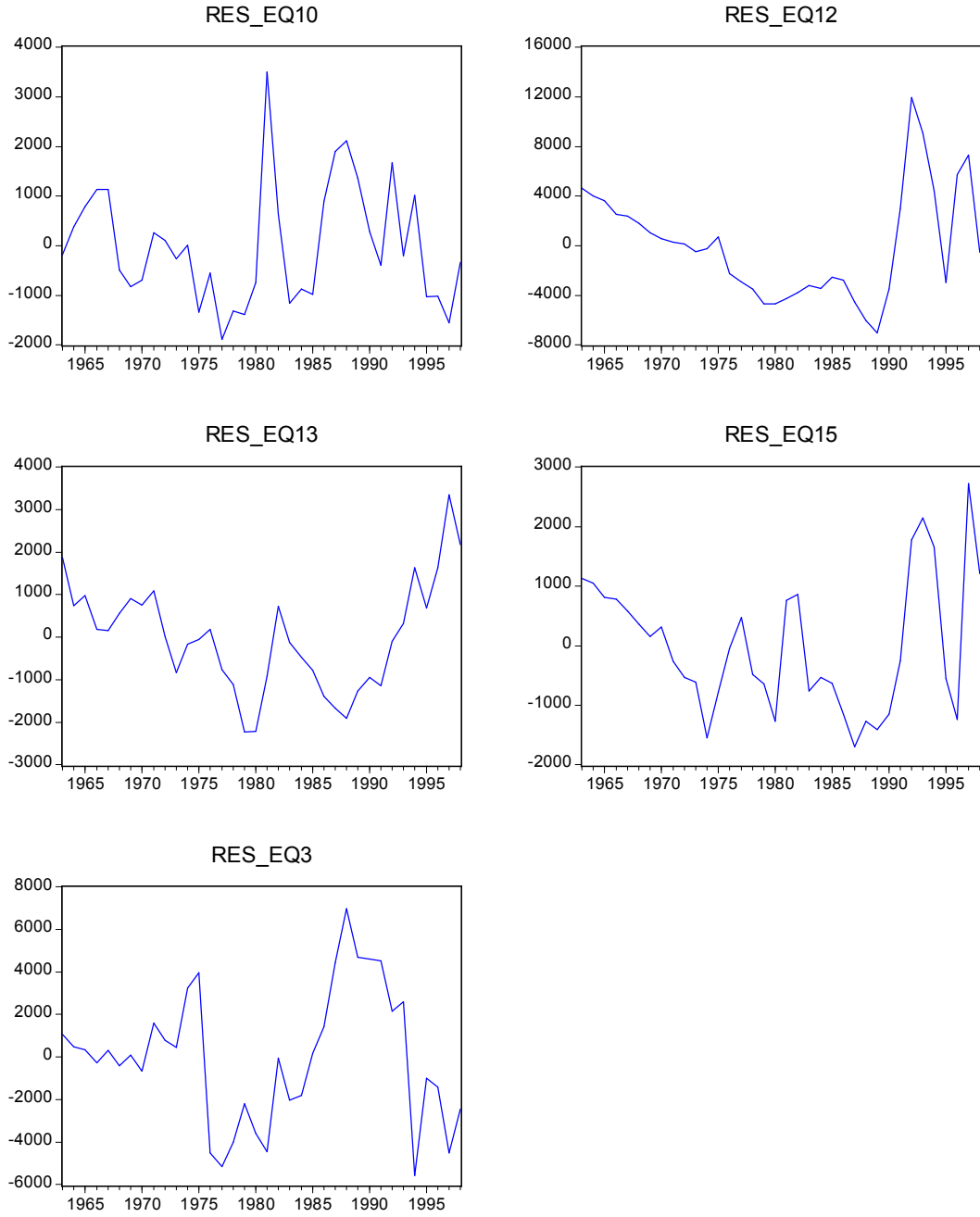
Seriler	Seriler	Gecikme Sayısı	Seviye(Level)			Birinci Fark	%5 Kritik değerler	Olasılıklar
			Trendli ve Kesmeli(τ_r)	Kesmeli ve Trendsiz(τ_μ)	Kesmesiz ve Trendsiz(τ)			
20	Gıda	1				-3.3152	-1.95(τ)	0.3223
21	İçki	0				-5.8646	-1.95(τ)	0.1521
22	Tütün	0				-6.7389	-1.95(τ)	0.1839
23	Doküman	0				-8.1717	-1.95(τ)	0.3100
24	Kıyma	0	-3.9983				-3.50(τ_r)	0.0180
25	Ağaç	0		-3.489			-2.93(τ_μ)	0.0569
26	Mobilya	0	-4.2144				-3.50(τ_r)	0.0107
27	Kâğıt	0				-7.6147	-1.95(τ)	0.3140
28	Matbaacılık	3		-3.2196			-2.93(τ_μ)	0.1013
29	Kürk ve Deri	2				-3.368	-1.95(τ)	0.3724
30	Kauçuk	1		-3.2387			-2.93(τ_μ)	0.1031
31	Kimya	0				-4.8844	-1.95(τ)	0.5216
33	Metalden gayri	1				-4.0756	-1.95(τ)	0.2697
34	Metel	0				-5.059	-1.95(τ)	0.3880
35	Madeni Eşya	0				-5.0503	-1.95(τ)	0.4623
36	Makine	0		-3.1279			-2.93(τ_μ)	0.2030
37	Elektrik Makineleri	2				-3.4413	-1.95(τ)	0.2334
38	Taşıt Araçları	1				-5.3561	-1.95(τ)	0.0769
39	Muhlif	3	-3.6882				-3.50(τ_r)	0.0379

EK-2: Regresyon Kalıntıları

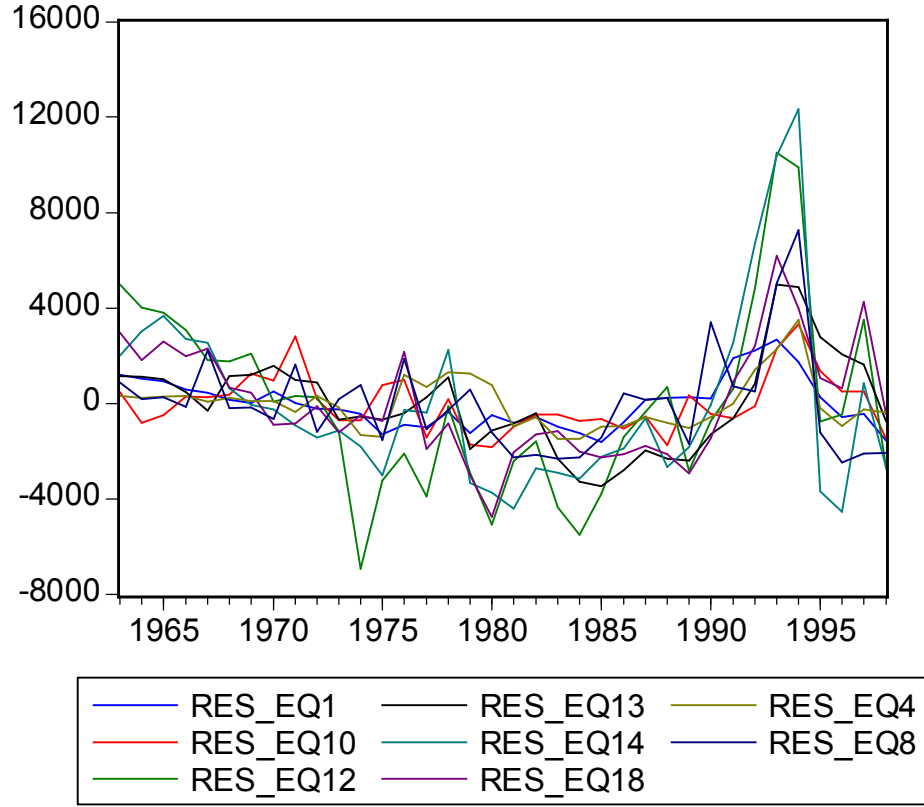
Şekil 1: Regresyon Kalıntılarının Grafiği(Kamu Sektörü)



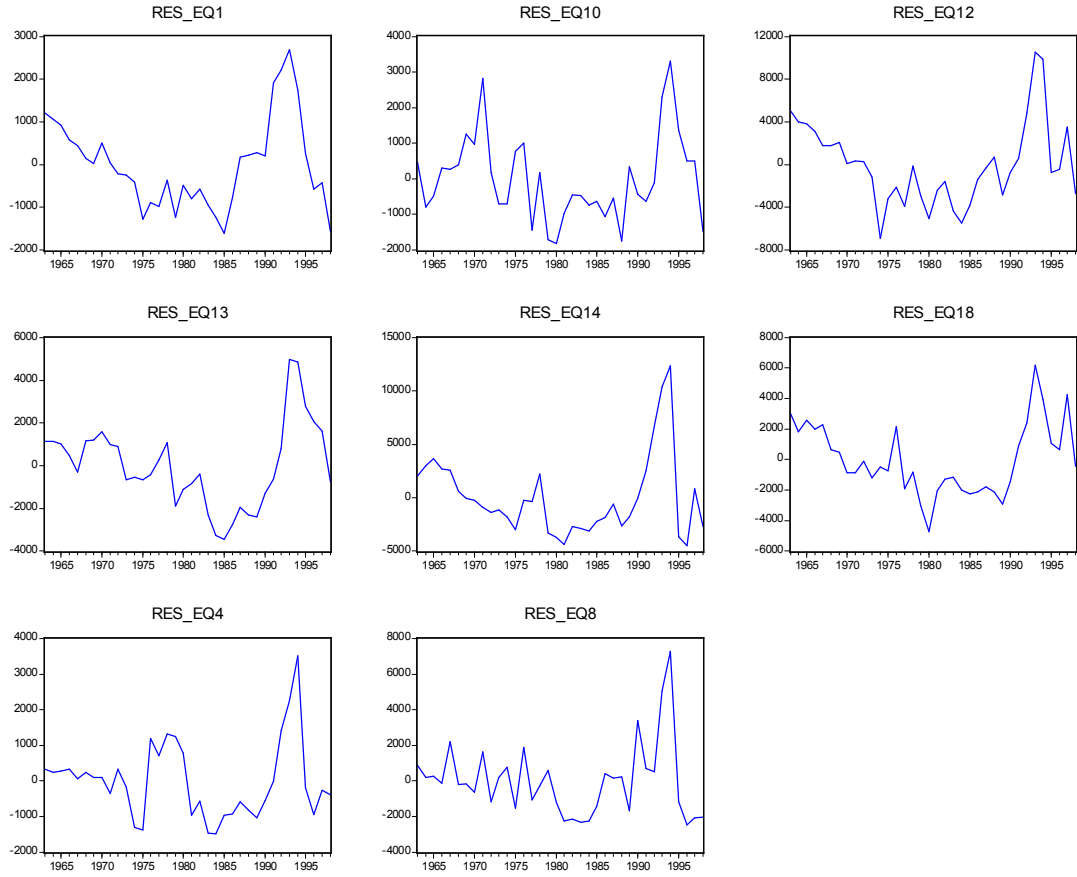
Şekil 2: Bireysel Olarak Seriler İçin Regresyon Kalıntılarının Grafiği(Kamu Sektörü)



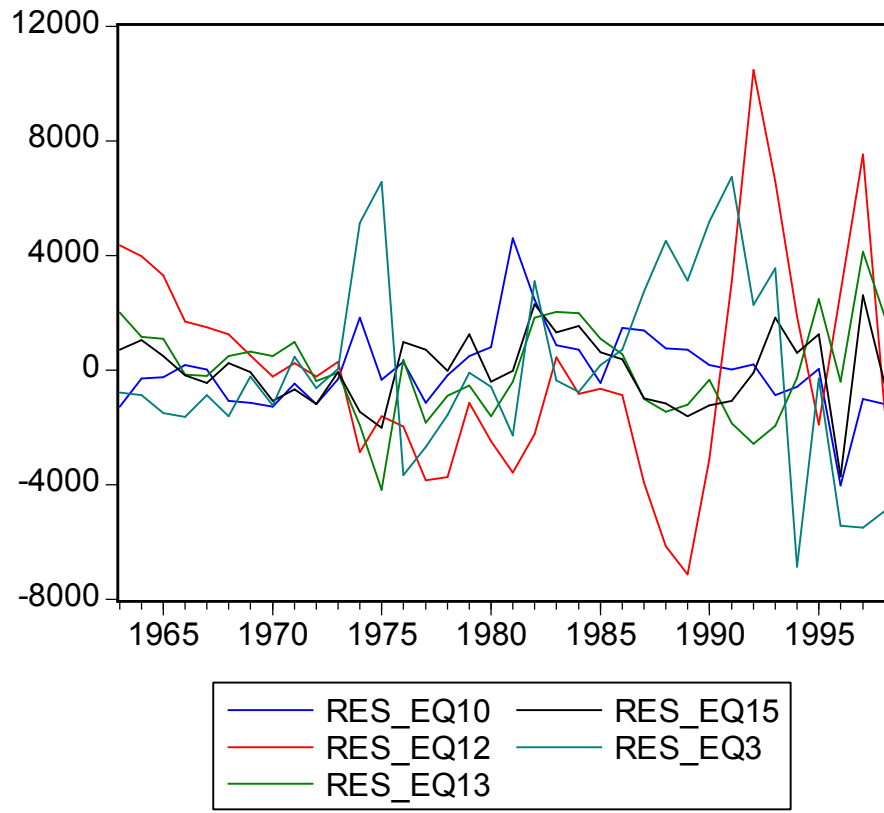
Şekil 3: Regresyon Kalıntılarının Grafiği(Özel Sektör)



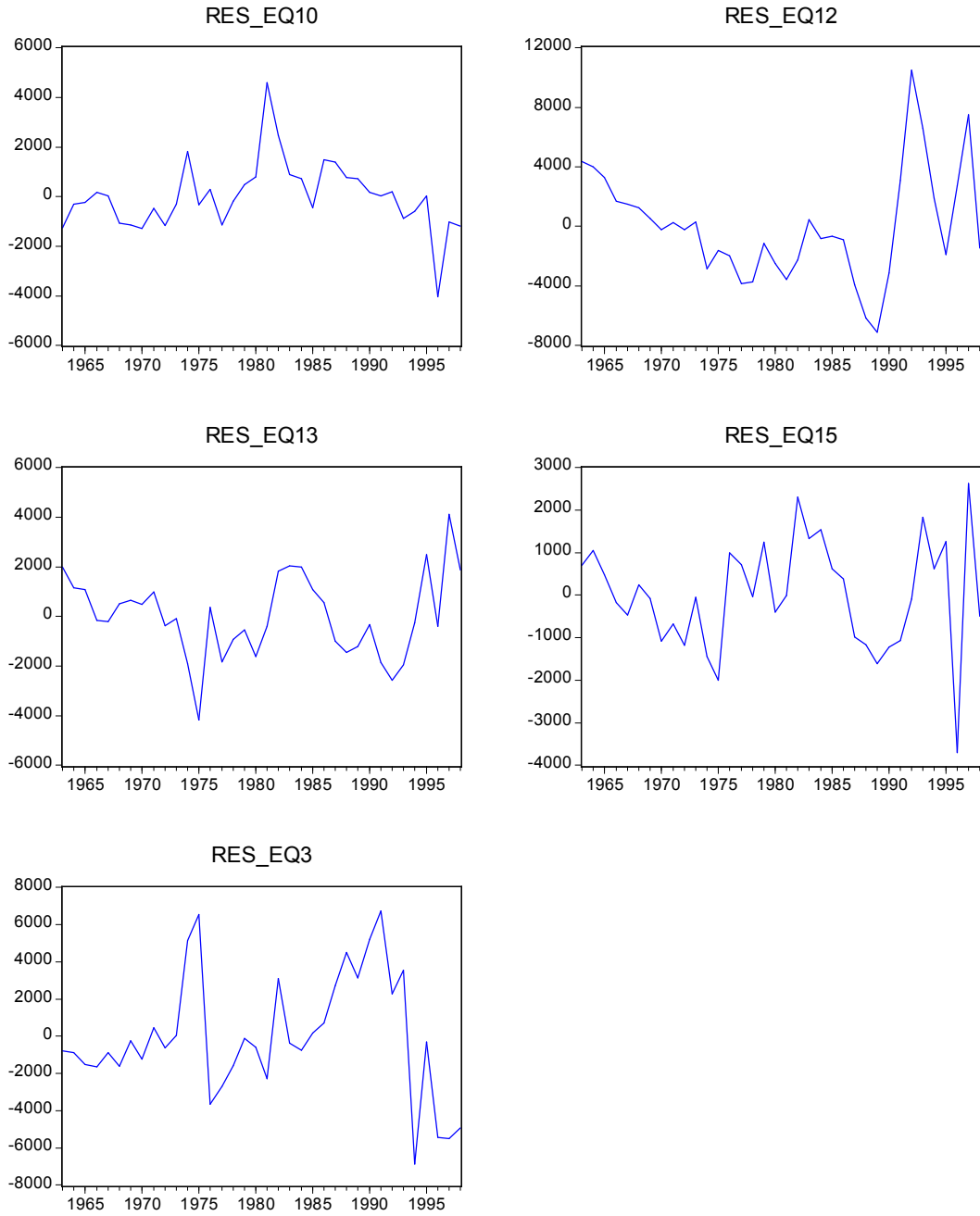
Şekil 4: Bireysel Olarak Seriler İçin Regresyon Kalıntılarının Grafiği(Özel Sektör)



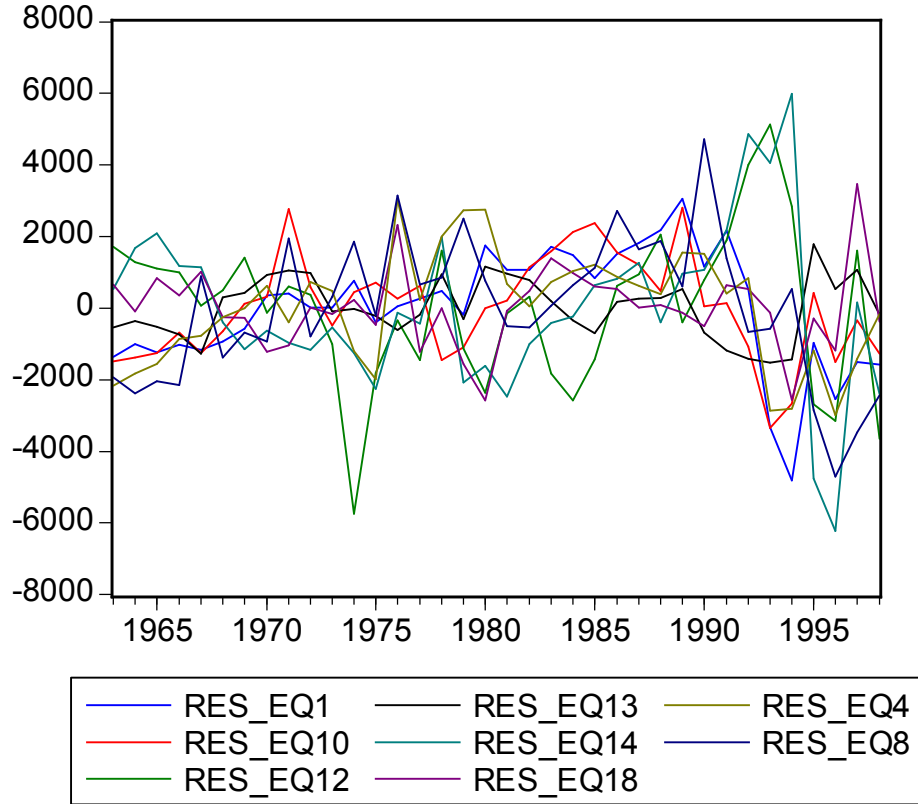
Şekil 5: Kamu Sektörü İçin Yatay Kesit Bağımlılığından Arındırılmış Verilerin Kalıntıların Grafiği



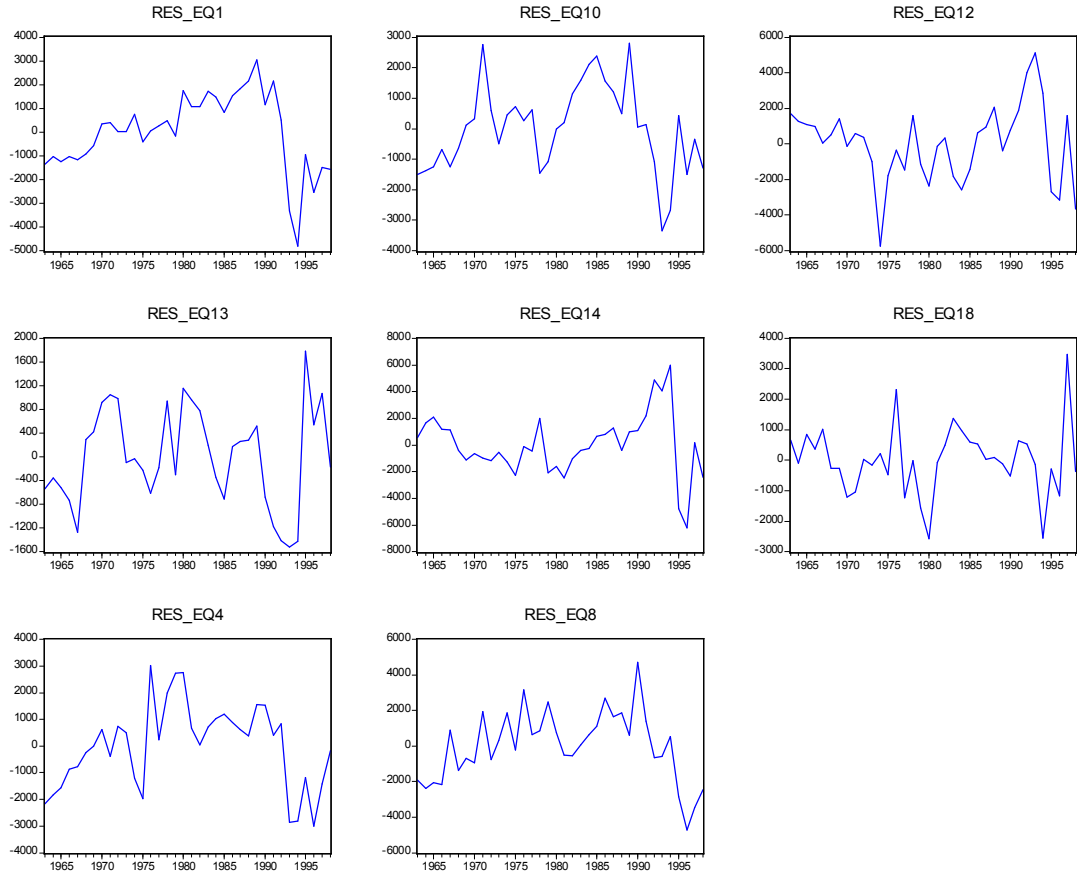
Şekil 6: Bireysel Olarak Kamu Sektörü İçin Yatay Kesit Bağımlılığından Arındırılmış Verilerin Kalıntıların Grafiği



**Şekil 7: Özel Sektör İçin Yatay Kesit Bağımlılığından Arındırılmış Verilere
Ait Kalıntıların Grafiği**



Şekil 8: Bireysel Olarak Özel Sektör İçin Yatay Kesit Bağımlılığından Arındırılmış Verilere Ait Kalıntıların Grafiği



ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Ad Soyadı : Ahmet İNAL
Doğum Yeri-Yılı : Mersin – 15.12.1982
Adres : Bozön Köyü-Mezitli/Mersin
E-mail : ahmetinal2002@yahoo.com

EĞİTİM DURUMU

Yüksek Lisans : Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü,
Ekonometri Anabilim Dalı (2009)
Lisans : Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
İktisat Bölümü (2007)
Lisans : Linköping University, Business Administration (2005-2006)
(Erasmus)
Lise : Hacı Sabancı Süper Lisesi (2001)

Yabancı Dil : İngilizce

STAJ VE İŞ DENEYİMİ

Coca Cola Satış Dağıtım AŞ.-Finans Bölümü (Mersin Fab.) (2008)