

**T.C.**  
**ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**  
**EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**  
**EKONOMETRİ BİLİM DALI**

**MAKROEKONOMİK VE FİNANSAL SERİLERİN**  
**EKONOMETRİK ANALİZİ: PANEL VERİ**  
**YAKLAŞIMI**

**(DOKTORA TEZİ)**

**Mehmet NARGELEÇEKENLER**

**BURSA-2009**

**T.C.**  
**ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ**  
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**  
**EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**  
**EKONOMETRİ BİLİM DALI**

**MAKROEKONOMİK VE FİNANSAL SERİLERİN**  
**EKONOMETRİK ANALİZİ: PANEL VERİ**  
**YAKLAŞIMI**

**(DOKTORA TEZİ)**

**Mehmet NARGELEÇEKENLER**

**Danışman**  
**Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN**

**BURSA-2009**

**TEZ ONAY SAYFASI**

T. C.  
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

**Ekonometri** Anabilim/Anasanat Dalı, **Ekonometri** Bilim Dalı'nda **710517002** numaralı **Mehmet NARGELEÇEKENLER**'in hazırladığı "**MAKROEKONOMİK VE FİNANSAL SERİLERİN EKONOMETRİK ANALİZİ: PANEL VERİ YAKLAŞIMI**" konulu **Doktora Tez Çalışması** ile ilgili tez savunma sınavı, **15/10/2009** günü **11:00-13:00** saatleri arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin/çalışmasının **BAŞARILI** (başarılı/başarısız) olduğuna **OYBİRLİĞİ** (oybirliği/oyçokluğu) ile karar verilmiştir.

Sınav Komisyonu Başkanı  
Prof. Dr. Sacit ERTAŞ  
Uludağ Üniversitesi



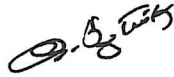
Üye  
Prof. Dr. İbrahim LAZOL  
Uludağ Üniversitesi



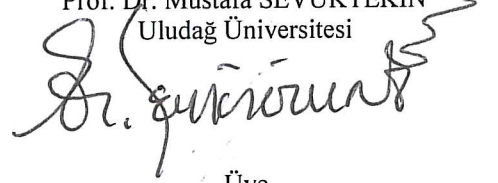
Üye  
Prof. Dr. Işıl AKGÜL  
Marmara Üniversitesi



Ana Bilim Dalı Başkanı  
Prof. Dr. Ahmet ÖZTÜRK



Üye (Tez Danışmanı)  
Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN  
Uludağ Üniversitesi



Üye  
Prof. Dr. Erkan IŞIĞIÇOK  
Uludağ Üniversitesi



15/10/2009

Enstitü Müdürü  
Prof. Dr. Erkan IŞIĞIÇOK



## ÖZET

Yazar : Mehmet NARGELEÇEKENLER  
Üniversite : Uludağ Üniversitesi  
Anabilim Dalı : Ekonometri  
Bilim Dalı : Ekonometri  
Tezin Niteliği : Doktora Tezi  
Sayfa Sayısı : xiv + 289  
Mezuniyet Tarihi : ...../...../2009  
Tez Danışmanı : Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN

### MAKROEKONOMİK VE FİNANSAL SERİLERİN EKONOMETRİK ANALİZİ: PANEL VERİ YAKLAŞIMI

Panel veriler, son yıllarda ekonometri literatüründe, üzerinde en çok tartışılan ve çalışılan konuların arasında gelmektedir. Bunun temel nedenlerinden birisi hem birim hem de zaman boyutunu bir arada ele alabilmesidir. Bu özelliğinden ötürü panel veriler, hem yatay kesit hem de zaman serisi verilerine göre daha fazla bilgi vermektedir. Makroekonomik ve finansal seriler analiz edilirken, panel verilerin kullanılması yatay kesit veya zaman serilerine göre daha güçlü sonuçların elde edilmesini sağlamaktadır. Birçok alana kolayca uygulanabilen panel veriler, son yıllarda birçok yeni gelişim göstermiştir. Bu gelişimlerin başında panel birim kök ve eştümleşme analizleri gelmektedir. Bir diğer önemli gelişme alanı özellikle makroekonomik ve finansal seriler için önemli olan yapısal kırılmalardır.

Bu tez çalışmasında panel veriler, ekonometrik perspektiften ele alınarak, yeni gelişmeler ile birlikte analitik bir şekilde sunulmaktadır. Çalışma panel verileri temelde iki kısımda ele almaktadır. Bunlardan ilki geleneksel panel veri modelleri iken, ikincisi özellikle son yıllarda geliştirilen birim kök ve eştümleşme analizleridir. Çalışmanın birinci bölümü panel verilere ilişkin genel açıklamaları ve geleneksel panel veri modellerini içermektedir. Bu modeller için birim ve/veya zaman etkilerine göre tahmin süreci ikinci bölümde ele alınmaktadır. Çalışmanın üçüncü bölümünde ise birim kök ve yapısal kırılma sınamaları üzerinde durulmaktadır. Çalışmanın dördüncü bölümünde yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı eştümleşme sınamaları açıklanmaktadır. Yine dördüncü bölümde panel eştümleşik vektör tahmini gösterilmektedir. Çalışmanın beşinci ve son bölümünde ise ilk dört bölümde ele alınan teorik konular, makroekonomik veya finansal beş farklı alana uygulanmaktadır.

#### Anahtar Sözcükler

Panel Veri, Birim Kök, Durağanlık, Yapısal Kırılma, Eştümleşme, Sabit Etkiler Modeli, Rassal Etkiler Modeli.

## ABSTRACT

Yazar : Mehmet NARGELEÇEKENLER  
Üniversite : Uludağ Üniversitesi  
Anabilim Dalı : Ekonometri  
Bilim Dalı : Ekonometri  
Tezin Niteliği : Doktora Tezi  
Sayfa Sayısı : xiv + 289  
Mezuniyet Tarihi : ...../...../2009  
Tez Danışmanı : Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN

### ECONOMETRIC ANALYSIS OF MACROECONOMICS AND FINANCIAL SERIES: PANEL DATA APPROACH

The concept of panel data is one of the main issues that has been discussed and studied the most recently in the literature of econometrics. One of the main reasons of them that panel data consists of two dimensions as cross-section and time period. Due to this feature panel data provides more information than both cross-section and time series data. Macroeconomic and financial series is being analyzed, the use of panel data provides more powerfull results to be obtained. Panel data can be easily applied to many fields has shown a lot of new development in recent years. At the beginning of this development comes from panel unit root and cointegration analysis. Another important area of development is particularly important for macroeconomic and financial series, structural breaks.

In this study panel data, econometric perspective to be addressed, along with new developments are presented in an analytical way. Studies based on panel data are discussed in two parts. The first of these is the traditional panel data models. Second, especially in recent years developed, unit root and cointegration analysis. The first part of the work gives general description of the panel data and includes the traditional panel data models. The estimation process of this model handles in the second section. In the third section of working, the unit root and structural break tests are emphasized. Working in the fourth section, describes cointegration with and without structural breaks. In the fifth and final part of working in the first four chapters cover the theoretical aspects, are applied to macroeconomic or financial five different areas.

#### Key Words

Panel Data, Unit Root, Stationarity, Structural Breaks, Cointegration, Fixed Effects Model, Random Effects Model.

## ÖNSÖZ

Panel veriler geleneksel bakışla uzun yıllardır ekonometrik araştırmalarda kullanılmasına rağmen, özellikle 2000’li yıllardan sonra panelin zaman boyutunu temel alan önemli yeni gelişmeler meydana gelmiştir. Bu gelişmeler panel verilerin başta makroekonomik ve finansal seriler olmak üzere birçok alanda etkin bir şekilde kullanılmasına olanak sağlamıştır. Bilgisayar teknolojindeki ilerlemeler ve özellikle yazılımı temel alan programların kullanılması yeni gelişmelerin büyük bir hızla artmasına neden olmaktadır. Bu bağlamda, bu tez çalışması, panel verilerin hem geleneksel yönünü hem de yeni gelişmeleri bir arada ele almaktadır. Çalışmada yapılan beş uygulama, gerek makroekonomi ve finans için önemli başlıkları içermesi, gerekse elde edilen sonuçların karşılaştırmalı olarak verilmesi açısından önemli katkılar yapmaktadır.

Bu tez çalışması uzun bir sürecin ve çok yoğun bir çabanın sonucu olarak ortaya çıkmıştır. Bu çalışmanın bu hale gelmesinde büyük emeği geçen değerli hocam Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN’e sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca çalışmaya olan katkıları ve yapıcı eleştirileri için Tez İzleme Komitesi ve Jüri üyelerine teşekkür ederim.

Akademik hayatım süresince desteklerini hep yanımda hissettiğim değerli hocalarım Prof. Dr. Sacit ERTAŞ ve Prof. Dr. Ebru ERTAŞ’a teşekkürlerimi bir borç bilirim. Ayrıca her zaman ve her konuda danışabileceğim çok kıymetli hocam Prof. Dr. Işıl AKGÜL’e gerek bana her zaman destek olduğu gerekse bu tez çalışmasındaki değerli görüşlerini sunduğu için çok teşekkür ederim. Bunun yanında desteklerini her zaman arkamda hissettiğim sevgili hocam ve ağabeyim Doç Dr. Bülent GÜLOĞLU’na teşekkür etmeden geçmek olmayacaktır.

Son olarak sözkonusu süreçte, kendisini ihmal etmeme rağmen sabır gösteren ve desteğini hiç esirgemeyen, her zaman bana güç veren sevgili eşim Meltem NARGELEÇEKENLER’e çok teşekkür ederim. Bu tez çalışmasının, başta ekonometrik araştırmalar olmak üzere, panel verileri kullanan tüm akademisyenlere, uygulayıcılara ve konuya ilgi duyan herkese faydalı olmasını temenni ederim.

Mehmet NARGELEÇEKENLER

Bursa, 2009

## İÇİNDEKİLER

TEZ ONAY SAYFASI.....	ii
ÖZET .....	İİİ
ABSTRACT.....	İV
ÖNSÖZ.....	V
İÇİNDEKİLER .....	VI
KISALTMALAR.....	X
TABLOLAR .....	Xİİ
ŞEKİLLER.....	XIV
GİRİŞ.....	1

## BİRİNCİ BÖLÜM

### PANEL VERİLERE İLİŞKİN GENEL AÇIKLAMALAR

I. VERİ VE VERİ TÜRLERİ .....	8
II. PANEL VERİLERİ KULLANMANIN FAYDALARI.....	13
III. PANEL VERİLERİN SINIRLARI.....	17
IV. PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HETEROJENLİĞİ.....	19
V. PANEL VERİ TAHMİN YAKLAŞIMLARI.....	23
VI. SABİT ETKİLER MODELİ .....	25
A. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİM VE ZAMAN BOYUNCA SABİT OLMASI DURUMU .....	26
B. KESMENİN BİRİM BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU.....	27
C. KESMENİN BİRİM VE ZAMAN BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU .....	32
D. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİMLER BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU .....	35

E. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİMLER VE ZAMAN BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU .....	36
VII. RASSAL ETKİLER MODELİ .....	38
VIII. SABİT ETKİLER MODELİ İLE RASSAL ETKİLER MODELİNİN KARŞILAŞTIRILMASI .....	45
IX. HAUSMAN SPESİFİKASYON TESTİ .....	48
X. YATAY KESİT BAĞIMLILIĞI .....	52
XI. OTOKORELASYON .....	56
XII. DEĞİŞEN VARYANS .....	57
XIII. TUTARLI STANDART HATALARIN ELDE EDİLMESİ: PCSE .....	59

## İKİNCİ BÖLÜM

### PANEL VERİLERDE KOVARYANS ANALİZİ

I. BİRİM BOYUTLU KOVARYANS ANALİZİ .....	64
A. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİM BOYUNCA ÖZDEŞ OLMASI KISITLAMASI .....	68
B. EĞİM KATSAYILARI ÖZDEŞ FAKAT KESMENİN BİRİM BOYUNCA DEĞİŞMESİ KISITLAMASI .....	70
II. ZAMAN BOYUTLU KOVARYANS ANALİZİ .....	74
A. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ ZAMAN BOYUNCA ÖZDEŞ OLMASI KISITLAMASI .....	77
B. EĞİM KATSAYILARI ÖZDEŞ FAKAT KESMENİN ZAMAN BOYUNCA DEĞİŞMESİ KISITLAMASI .....	79
III. BİRİM VE ZAMAN BOYUTLU KOVARYANS ANALİZİ .....	82

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### PANEL VERİLERDE DURAĞANLIK SINAMALARI

I. PANEL VERİLERDE DURAĞAN-DIŞILIK .....	86
II. YAPISAL KIRILMASIZ PANEL BİRİM KÖK SINAMALARI .....	87



A. LEVIN, LIN VE CHU (2002) SINAMASI .....	87
B. IM, PESARAN VE SHIN (2003) SINAMASI .....	96
C. BREITUNG (2000) SINAMASI .....	101
D. MADDALA VE WU (1999) SINAMASI .....	103
E. CHOI (2001) SINAMASI .....	105
F. HADRI (2000) SINAMASI .....	110
G. PESARAN (2007) SINAMASI .....	114
II. YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK SINAMALARI .....	123
A. IM, LEE VE TIESLAU (2005) SINAMASI .....	124
B. CARRION-I SILVESTRE, BARRIO-CASTRO VE LOPEZ-BAZO (2005) SINAMASI .....	129

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### PANEL VERİLERDE EŞTÜMLEŞME SINAMALARI

I. YAPISAL KIRILMASIZ PANEL EŞTÜMLEŞME SINAMALARI .....	135
A. KAO (1999) SINAMASI .....	135
B. LARSSON, LYHAGEN VE LÖTHGREN (2001) SINAMASI .....	138
C. MADDALA VE WU (1999) SINAMASI .....	142
D. PEDRONI (2004) SINAMASI .....	143
E. WESTERLUND (2007) SINAMASI .....	146
II. YAPISAL KIRILMALI PANEL EŞTÜMLEŞME SINAMALARI .....	155
A. WESTERLUND (2006) SINAMASI .....	155
B. BANERJEE VE CARRION-I SILVESTRE (2006) SINAMASI .....	159
C. BASHER VE WESTERLUND (2009) SINAMASI .....	165
III. PANEL EŞTÜMLEŞİK REGRESYON MODELİNİN TAHMİNİ .....	168
A. DİNAMİK OLS TAHMİNCİSİ: DOLS .....	170
B. TAM DEĞİŞTİRİLMİŞ OLS TAHMİNCİSİ: FMOLS .....	177
C. DİNAMİK GÖRÜNÜŞTE İLİŞKİSİZ REGRESYON TAHMİNCİSİ: DSUR ...	179

## BEŞİNCİ BÖLÜM

### PANEL VERİLER ÜZERİNE AMPİRİK UYGULAMALAR

I. HİSSE SENEDİ FİYATLARI VE FİYAT-KAZANÇ ORANI İLİŞKİSİ: SEKTÖREL BİR ANALİZ.....	183
A. GİRİŞ .....	183
B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ .....	185
C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR .....	187
II. TÜRKİYE'DEKİ İŞSİZLİK ORANI İÇİN HİSTERİ ETKİSİ TESTİ .....	200
A. GİRİŞ .....	200
B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ .....	204
C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR .....	207
III. G7 ÜLKELERİ İÇİN SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN SINANMASI.....	215
A. GİRİŞ .....	215
B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ .....	219
C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR .....	222
IV. 22 OECD ÜLKESİ İÇİN FİŞHER ETKİSİ TESTİ.....	238
A. GİRİŞ .....	238
B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ .....	240
C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR .....	241
V. PARA TALEBİ FONKSİYONU: 14 YÜKSEK VE ORTA ÜSTÜ GELİRLİ ÜLKE ÖRNEĞİ.....	251
A. GİRİŞ .....	251
B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ .....	253
C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR .....	256
SONUÇ.....	265
KAYNAKLAR .....	271
ÖZGEÇMİŞ .....	289

## KISALTMALAR

AB	Avrupa Birliđi
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Akaike Info Criterion
BLUE	Best Linear Unbiased Estimator
CADF	Cross Section ADF
DF	Dickey-Fuller
DOLS	Dynamic OLS
et al.	Ve diđerleri
FE	Fixed Effects
FGLS	Feasible Generalized Least Squares
FMOLS	Fully Modified OLS
GDP	Gross Domestic Product
GLS	Generalized Least Square
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
GSYIH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
IFS	International Financial Statistics
IMF	International Monetary Fund
IMKB	Istanbul Menkul Kıymetler Borsası
IPS	Im, Pesaran, Shin
KPSS	Kwiatkowski, Perron, Schmidt, Shin
LLC	Levin, Lin, Chu
LLL	Larsson, Lyhagen, Löthgren
LM	Lagrange Multiplier
LSDV	Least Squares Dummy Variable
MW	Maddala-Wu
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
OLS	Ordinary Least Square
PANKPSS	Panel KPSS
PCSE	Panel Corrected Standart Errors
POLS	Pooled OLS

PP	Phillips-Perron
PPP	Purchasing Power Parity
RE	Random Effects
s.	Sayfa
SGP	Satınalma Gücü Paritesi
ss.	Sayfadan Sayfaya
SUR	Seemingly Unrelated Regression
TUIK	Türkiye İstatistik Kurumu

## TABLULAR

Tablo 1.1: Kişi Başına GSMH Rakamları (\$).....	9
Tablo 1.2: Ülkelerin 2004 Yılındaki İhracat ve İthalat Rakamları (Milyar \$) .....	10
Tablo 1.3: Ülkelerin 1995-2004 Yıllarına İlişkin Enflasyon Oranları (%).....	12
Tablo 2.1: Homojenlik için Kovaryans Testleri .....	74
Tablo 3.1: Ortalama ve Standart Sapma Ayarlamaları .....	95
Tablo 3.2: $\bar{t}_{\text{bar}}$ İstatistiği için Kritik Değerler (Kesmeli Model).....	99
Tablo 3.3: $\bar{t}_{\text{bar}}$ İstatistiği için Kritik Değerler (Kesmeli ve Trendli Model).....	100
Tablo 3.4: CADF Kritik Değerleri: Kesmesiz ve Trendsiz Model.....	118
Tablo 3.5: CADF Kritik Değerleri: Kesmeli ve Trendsiz Model .....	119
Tablo 3.6: CADF Kritik Değerleri: Kesmeli ve Trendli Model .....	120
Tablo 4.1: Ortalama ve Varyans için Simüle Edilmiş Momentler .....	141
Tablo 5.1: Sektör İsimleri .....	187
Tablo 5.2: Sektörlere İlişkin Pooled OLS (POLS) Modeli Tahmin Sonuçları.....	189
Tablo 5.3: Sektörlere İlişkin Sabit Etkiler (FE) Modeli Tahmin Sonuçları.....	191
Tablo 5.4: Sektörlere İlişkin Rassal Etkiler (RE) Modeli Tahmin Sonuçları.....	193
Tablo 5.5: Yatay Kesit Bağımlılık, Serisel Bağımlılık ve Değişen Varyans Testleri Sonuçları .....	195
Tablo 5.6: Tutarlı Standart Hatalı Panel FE Modeli Tahmin Sonuçları .....	197
Tablo 5.7: İşsizlik Oranı için Histeri Hipotezleri .....	203
Tablo 5.8: Sektör İsimleri .....	209
Tablo 5.9: Yapısal Kırılmasız Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları .....	210
Tablo 5.10: Yapısal Kırılmalı Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları.....	212
Tablo 5.11: Yapısal Kırılmasız Panel Birim Kök Testleri Sonuçları .....	213
Tablo 5.12: Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Sonuçları .....	214
Tablo 5.13: Yapısal Kırılmasız Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları .....	223
Tablo 5.14: Yapısal Kırılmalı Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları.....	224
Tablo 5.15: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları.....	226

Tablo 5.16: Yapısal Kırılmasız Panel Birim Kök Testleri Sonuçları .....	226
Tablo 5.17: Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Sonuçları .....	227
Tablo 5.18: Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları .....	228
Tablo 5.19: Yapısal Kırılmasız Eşümleşme Testleri Sonuçları.....	229
Tablo 5.20: Yapısal Kırılmalı Eşümleşme Sonuçları .....	230
Tablo 5.21: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları.....	231
Tablo 5.22: Panel Birim Kök Testleri Sonuçları .....	231
Tablo 5.23: Yapısal Kırılmasız Panel Eşümleşme Sonuçları .....	233
Tablo 5.24: Yapısal Kırılmalı Panel Eşümleşme Sonuçları .....	235
Tablo 5.25: Eşümleşik Model Tahmin Sonuçları .....	236
Tablo 5.26: Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları .....	243
Tablo 5.27: Eşümleşme Testleri Sonuçları .....	244
Tablo 5.28: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları.....	246
Tablo 5.29: Panel Birim Kök Testleri Sonuçları .....	246
Tablo 5.30: Panel Eşümleşme Sonuçları .....	248
Tablo 5.31: Eşümleşik Model Tahmin Sonuçları .....	249
Tablo 5.32: Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları .....	258
Tablo 5.33: Eşümleşme Testleri Sonuçları .....	259
Tablo 5.34: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları.....	260
Tablo 5.35: Panel Birim Kök Testleri Sonuçları .....	261
Tablo 5.36: Panel Eşümleşme Sonuçları .....	261
Tablo 5.37: Eşümleşik Model Tahmin Sonuçları .....	263

## ŞEKİLLER

Şekil 1.1: Heterojen Kesmeler ve Homojen Eğim.....	21
Şekil 1.2: Heterojen Kesmeler ve Eğimler .....	22
Şekil 5.1: 1988-2009 Dönemi Türkiye'deki İşsizlik Oranı .....	208
Şekil 5.2: 1989-2009 Dönemi İçin Ortalama Reel Döviz Kuru .....	225
Şekil 5.3: 1989-2009 Dönemi İçin Ortalama Döviz Kuru ve Enflasyon Oranı.....	232
Şekil 5.4: 1991-2009 Dönemi İçin Ortalama Faiz ve Enflasyon Oranı.....	247

## GİRİŞ

Panel veri aynı birimin zaman içerisinde tekrarlı gözlemlerinden oluşan veri seti olarak tanımlanabilir. Burada “birim” işçiler, hanehalkı, firmalar, bölgeler, ülkeleri vb. ifade etmektedir. Modern ekonometrik uygulamalarda ekonomik verilerin zaman serisi ve yatay kesitsel değişimini bir arada kullanmak son yıllarda oldukça popüler olmuştur. Panel verilerin gelişimini sağlayan ve bu denli popüler olmasına neden olan üç temel faktör şu şekilde özetlenebilir: (1) makro ve mikro düzeyde birçok resmi kurum ve firmanın verileri düzenli kayıtlar halinde tutup, bu verileri zamanın farklı dönemlerinde yayınlaması. Bu durum, başta ekonomik veriler olmak üzere tutulan kayıtların kronolojik bir sırayla zaman boyutu ve yatay kesit boyutuyla biriktirilmesini sağlamıştır. Dolayısıyla bu tür veriler sayesinde tüm kaynaklardan elde edilen bilgiler etkin bir şekilde kullanılır ve bu çerçevede modeller tahmin edilir. (2) bilgisayar ve paket programların gelişimi, daha önce kontrol edilmesi zor problemlerin artık sıradanlaşmasını sağlamıştır. (3) sürecin detaylandırılması ve uygun istatistiksel yöntemin uygulanması ile yerinde ve daha geniş perspektifte analizler yapılmaktadır.

Panel veri olarak derlenen veriler yatay kesit ve zaman serisi boyutuna sahip olduğu için, bu iki boyut gözlemlere ilişkin bilgiler sunmaktadır. Örneğin birimler ve/veya zaman boyunca meydana gelen farklı davranışları anlama ve modelleme imkanı doğmaktadır. Oluşturulan bu modeller iki boyutlu veri bilgisi içerdiğinden, değişkenlik artmaktadır. Böylece bağımsız değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantı probleminin üstesinden gelinebilir. Ayrıca modelde serbestlik derecesi sorunu ortadan kalkacağından elde edilecek tahminlerin etkinliği artmaktadır.

Eğer birçok ülkenin ulusal verileri bir araya getirilirse, ülke paneli elde edilmiş olur. Bu türlü verilere örnek G7, OECD veya AB üyesi ülkelerinin gözlenmiş olan yıllık, çeyrek yıllık veya aylık yayınlanmış istatistikleri olabilir. Son yıllarda panel veya longitudinal veri seti hanehalkı gibi belirli sayıda birimlerin zamanın birçok noktasında gözlenmesini içerir.

Her ne kadar panel verileri kullanmanın birçok avantajı ve faydası varsa da bazı sınırlılıklarının olduğuda unutulmamalıdır. Panel verilerin sınırlılıkları arasında veri toplama ve düzenleme problemi gelmektedir. Veriler toplanırken, topluluğun yanlı bir



şekilde seçilmesi, topluluğun eksik sayılması, sorulara cevap alamama ve yanıtların yanlış kaydedilmesi gibi problemler ile karşılaşılabilir.

Herhangi bir makro veya mikroekonomik değişkenin birim veya zaman boyutu olarak çok büyük bir veriye sahip olmazsa da, bu tür değişkenleri panel veriler ile modellemek mümkündür. Örneğin birim boyutunun (N) zaman boyutu (T)'den büyük olduğu durumlarda değişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmek için temelde üç farklı model kullanılmaktadır. Bu modeller; pooled (birleştirilmiş) en küçük kareler (POLS), sabit etkiler (FE) ve rassal etkiler (RE) modelleridir.

POLS yaklaşımı değişkenler arasındaki ilişkiyi modellerken etkilerin birimler ve zaman boyunca ortak olduğunu varsaymaktadır. Diğer bir ifadeyle POLS paneldeki tüm birimlerin homojen dağıldığını varsaydığından paneli tek bir birimmiş gibi görmekte ve hem kesmelerin hem de eğimlerin ortak olduğunu varsaymaktadır. Nihayetinde bu tür bir varsayım panel veriler için çok doğru değildir. FE modeli değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koyarken birim ve/veya zaman etkisinin tüm birimler için farklı olduğunu varsaymaktadır. Bu varsayım doğru olmakla beraber daima geçerli bir varsayım değildir. Çünkü bazı durumlarda birimler arasındaki farklılık birime özgü sabit davranışlardan kaynaklanabileceği gibi bazı durumlarda da bu etkiler rassal olarak ortaya çıkabilmektedir. Böyle bir durumda FE modelinin kullanılması doğru olmayacaktır. Bu nedenle birimler arasındaki farklılığın rassal olabileceğini varsayan RE modelinin kullanılması gerekmektedir.

FE modeli tahmin edilirken model yapısına göre dikkate alınan sabit etkiler, modele kukla değişkenler şeklinde dahil edilmektedir. Daha sonra model OLS ile tahmin edilmektedir. Bu nedenle FE modeli için tahmin süreci kukla değişkenli OLS (LSDV) ile gerçekleştirilmektedir. Ancak RE modelinde birim ve/veya zaman etkileri rassal değişken olarak alındığı için model genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) ile tahmin edilmektedir.

Uygulamada FE veya RE yaklaşımlarından hangisinin kullanılması gerektiği tam olarak bilinmediğinden bu kararı doğru bir şekilde vermek oldukça önemlidir. Bu seçimin yapılmasında formel olmayan yöntemler olmasının yanında formel testlerde kullanılabilir. En çok bilinen formel test Hausman (1978) spesifikasyon testidir. Hausman (1978) testi, temelde GLS tahminciler ile OLS tahmincileri arasında anlamlı

fark olup olmadığını test etmektedir. Burada kurulacak sıfır hipotezi GLS tahmincisinin geçerli olduğunu yani RE modelinin uygun olduğunu göstermektedir. Alternatif hipotez ise OLS tahmincisinin, yani FE modelinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Eğer sıfır hipotezi red edilirse sabit etkiler (FE) modelinin kullanılmasının daha uygun olacağı kararlaştırılır. Ancak tersi durumda sıfır hipotezi red edilemezse rassal etkiler (RE) modelinin uygun olduğu sonucuna ulaşırlır.

Panel veriler kullanılarak yapılan çalışmalarda çoğu zaman temel ekonometrik varsayımların sağlandığı kabul edilmektedir. Örneğin panel veriler birden fazla birimin birleşiminden oluşması nedeniyle, her zaman bu birimler arasında yüksek dereceden korelasyon olma olasılığı vardır. Bu durumda yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayımı ihlal edilebilir. Benzer şekilde FE veya RE ile tahmin edilen modelin hatalarında değişen varyans ve otokorelasyon gibi problemlerin olması da muhtemeldir. Dolayısıyla bu varsayımlardan bir veya birkaçının sağlanmaması tahmin edilen parametrelerde etkinlik kaybına ve standart hataların yanlış tahmin edilmesine neden olmaktadır. Bu nedenle model tahmin edildikten sonra bu varsayımların geçerli olup olmadığını test edilmesi gerekmektedir. Eğer ilgili testler sonucunda bu problemlerin bir veya birkaçı ile karşılaşırsa, FE veya RE modelinden elde edilen tahminler kullanılamaz. Bu durumda modelin ya bu problemlerden arındırılması ya da bu problemlere karşı tutarlı standart hatalar üretebilen yeni yöntem ile tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla Beck- Katz (1995) panele göre standart hataları düzeltebilen bir yaklaşım önermektedir.

Birim boyutunun (N) zaman boyutu (T)'den küçük olduğu durumlarda değişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmeden önce serilerin zaman içerisinde kararlı bir yapı gösterip göstermedikleri belirlenmelidir. Diğer bir ifadeyle panelde yer alan birimlerin durağanlık yapılarının incelenmesi gerekmektedir. Eğer panelde yer alan birimlerin tamamı veya bir kısmı durağan-dışı ise iki panel verisi arasında kurulacak uzun dönemli ilişki sahte olacaktır. Dolayısıyla sahte regresyon problemi ile karşılaşmış olur.

Durağan-dışı makro verileri dikkate alan panel veri ekonometrisi 1990'larda başlamasına rağmen oldukça hızlı bir gelişim göstermiştir. Bu çerçevede geliştirilen ilk birim kök sınamaları Levin-Lin (1992, 1993) ve Quah (1994)'tür. Ancak özellikle

2000'li yıllardan sonra panel veriler üzerine yapılan teorik ve ampirik çalışmaların sayılarında artma görülmektedir. Panel veri tekniklerinin popüler bir şekilde kullanılmasını sağlayan temel düşüncede, yatay kesit ve zaman boyutundan elde edilen bilgilerin kombinasyonunun birim kök ve eştümleşme sınamalarının gücünü yükseltmesidir. Pür zaman serilerine uygulanan birim kök testleri veya iki ve/veya daha fazla zaman serisi arasında araştırılacak uzun dönemli ilişki sınamaları tek bir birime ilişkin bilgileri yansıttığından testlerin gücü panel verilere göre daha zayıftır. Diğer bir ifadeyle birim ve zaman boyutundaki bilgiler bir araya getirilerek oluşturulan panel birim kök sınamaları veya eştümleşme sınamaları zaman serisi verilerine göre daha güçlüdür.

Panel veriler çerçevesinde ele alınan birinci kuşak birim kök testleri arasında görülen ilk temel farklılık heterojenliktir. Levin-Lin (1992, 1993) ve Levin, Lin ve Chu (2002) gibi ilk geliştirilen birim kök testleri durağanlık analizi yaparken paneldeki tüm birimlerin ortak bir şekilde durağan veya durağan-dışı olduğunu varsaymaktadır. Diğer bir ifadeyle paneldeki birimlerin benzer bir veri üretme sürecinden (DGP) gelen homojen bir yapı sergilediği anlamına gelmektedir. Ancak farklı birimleri içeren bir panel için bu tür bir varsayımda bulunmak oldukça sınırlayıcıdır. Çünkü paneldeki her bir birimin farklı bir veri üretme sürecine sahip olması kuvvetle muhtemeldir. Bu nedenle Im, Pesaran ve Shin (1997), Maddala-Wu (1999), Choi (2001) ve Hadri (2000) gibi geliştirilen birim kök testleri paneldeki heterojenliği de dikkate almaktadır.

İkinci temel farklılık ise paneli oluşturan birimler arasındaki yatay kesit bağımlılık problemidir. Parametre heterojenliğini hem dikkate alan hem de dikkate almayan testlerden büyük bir çoğunluğu (yukarıda üzerinde durulanlar dahil) yatay kesit birimlerin korelasyonsuz olduğunu varsaymaktadır. Diğer bir ifadeyle yatay kesitsel birimlerin korelasyonsuz olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayım özellikle makroekonomik araştırmalarda kullanılan ikinci kısıtlayıcı varsayımdır. Özellikle satınalma gücü paritesi (SGP) veya büyüme eğilimi gibi araştırmalarda yatay kesit bağımlılığının olmadığını varsaymak çok doğru olmayacaktır. Küreselleşen dünyada gelişmiş ve/veya gelişmekte olan ekonomiler arasında birlikte hareket etme eğilimi sıklıkla görülmektedir. Gerçekte yatay kesit birimler arasında bir bağımlılık varken, bağımsız olarak ele almak, hem testlerin gücünü azaltacak hem de boyut çarpıklığına

(size distortions) neden olacaktır. Yatay kesit bağımlılığı dikkate alan çalışmalar arasında Pesaran (2004, 2007), Choi (2002) ve Phillips-Sul (2003) gibi birim kök testleri yer almaktadır.

Panel veriler çerçevesinde ele alınan ikinci kuşak birim kök testleri paneli oluşturan serilerde yapısal kırılmanın olabileceğini dikkate alan testlerdir. Her ne kadar panel birim kök testlerinin gücü pür zaman serisi testlerine göre daha yüksek olsa da, serilerde bir yapısal değişme (kırılma) olması durumunda yapısal kırılmasız panel birim kök testleri yanlış sonuçlar verecektir. Diğer bir ifadeyle, ilk olarak Perron (1989)'da gösterildiği gibi gerçekte serilerde yapısal kırılma varken, bu kırılma dikkate alınmadığında birim kök sıfır hipotezinin red edilememesi yönünde bir sapma meydana gelecektir. Bu sapmanın meydana gelmemesi için yapısal kırılmanın dikkate alınması gerekir. Panel veriler göz önüne alındığında yapısal kırılmayı panel birim kök testlerine uyarlamak oldukça güç olduğundan, şu an için uygulanabilecek yapısal kırılmalı panel birim kök testi sınırlı sayıdadır. Bu testler arasında Im, Lee ve Tieslau (2005) ve Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) sayılabilir. Im, Lee ve Tieslau (2005) testi panel veriler için birim kök sınaması yaparken, kırılmasız, tek kırılmalı ve iki kırılmalı durumları dikkate alabilmektedir. Buna karşın Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) sınaması çoklu kırılma için test sürecini gerçekleştirebilmektedir.

İki veya daha fazla durağan-dışı panel arasında anlamlı bir ilişkinin ortaya çıkabilmesi bu panellerin eştümleşik olmasına bağlıdır. Eştümleşme analizinin teorisi genellikle stokastik trende sahip durağan-dışı değişkenlerin doğrusal kombinasyonun olduğunu ifade etmektedir. Yani durağan-dışı değişkenler arasında uzun dönemde birlikte hareket ettikleri bir denge ilişkisi olduğunu tasvir etmektedir. Eğer durağan-dışı paneller eştümleşik değillerse, bu durumda tahmin edilecek model sahte olacaktır. Bu durum sahte regresyon olarak adlandırılmaktadır. Ancak paneller eştümleşik ise, bu paneller arasında uzun dönemli bir anlamlı ilişkiden bahsedilebilir. İki veya daha fazla durağan-dışı panel arasında eştümleşmenin olup olmadığı testler yardımıyla gerçekleştirilmektedir. Bu testler yine panelin homojen veya heterojen ve birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmaması varsayımlarına göre eştümleşme analizini gerçekleştirmektedir. Bu panel eştümleşme sınamaları arasında Kao (1999),

Maddala-Wu (1999), Pedroni (2007) ve Westerlund (2007) sayılabilir. Ancak buradaki eştümleşme sınamaları panellerde ve/veya eştümleşik regresyon ilişkisinde yapısal kırılmanın olmadığını varsaymaktadır. Yapısal kırılmanın dikkate alınmaması birim kök testlerinde olduğu gibi panel eştümleşme analizlerinde de önemli sorunlar doğurmaktadır.

Panellerde ve/veya eştümleşik regresyon ilişkisinde yapısal kırılmanın olduğunu varsayımını dikkate alan testler oldukça sınırlıdır. Bu testler arasında Westerlund (2006), Banerjee-Carrion-i Silvestre (2006) ve Basher-Westerlund (2009) sayılabilir. Westerlund (2006) panel eştümleşme sınamasını yaparken panellerde yapısal kırılmanın olduğunu ancak eştümleşik regresyon ilişkisinde yapısal kırılmanın olmadığı durumu dikkate alan bir eştümleşme sınaması geliştirmiştir. Ancak yatay kesitsel birimler arasında yüksek derecede ilişki varsa, Westerlund (2006) bu yapıyı dikkate alamamaktadır. Bu nedenle Basher-Westerlund (2009) eştümleşme yaklaşımı geliştirilmiştir. Basher-Westerlund (2009) testi, birimlerin heterojen olması, yatay kesit bağımlılığının olması ve yapısal kırılmanın olması durumlarını dikkate almaktadır. Banerjee-Carrion-i Silvestre (2006) ise panel eştümleşme sınamasını yaparken panellerde ve eştümleşik regresyon ilişkisinde yapısal kırılmanın olduğu durumu dikkate alan bir eştümleşme sınaması geliştirmiştir. Banerjee-Carrion-i Silvestre (2006) testi, birimlerin heterojen olması, yatay kesit bağımlılığının olması ve yapısal kırılmanın olması durumlarını dikkate almaktadır. Basher-Westerlund (2009)'dan farklı olarak eştümleşik vektörde de yapısal kırılmayı ele almaktadır.

Çalışma genel olarak beş bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın birinci bölümünde panel veri kavramı, panel verilerin faydaları ve sınırlılıkları, panel veri tahmin yaklaşımları ele alınmaktadır. Birinci bölümde ayrıca panel veriler için önemli olan bazı ekonometrik varsayımlar ve bu varsayımların test edilmesi üzerinde durulmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, birinci bölümle paralel olarak kovaryans analizine yer verilmektedir. Kovaryans analizi panel verilerin tahmin ve birim ve/veya zaman etkilerinin test edilme aşamasında kullanılmaktadır. Diğer bir ifadeyle birim boyutlu, zaman boyutlu ve birim ve zaman boyutlu panel verilerin tahmin aşamaları bu bölümde açıklanmaktadır. Bu bölümde ayrıca, kısaca birinci bölümde üzerinde durulan alternatif

modeller için birim ve/veya zaman etkilerinin test edilme süreci daha açık bir şekilde sunulmaktadır.

Çalışmanın üçüncü bölümünde durağan-dışı paneller ve birim kök testleri yer almaktadır. Burada sunulan durağanlık testleri panellerin; homojen, heterojen, yatay kesitsel bağımsız, yatay kesitsel bağımlı, yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı olmasına göre değerlendirilmektedir.

Çalışmanın dördüncü bölümünde panel eştümleşme sınamaları yine yapısal kırılmayı dikkate almayan ve yapısal kırılmayı dikkate alan testler şeklinde sunulmaktadır. Bu testlerin yanında uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmek amacıyla dinamik en küçük kareler (DOLS), tam değiştirilmiş en küçük kareler (FMOLS) ve Görünüşte ilişkisiz dinamik regresyon (DSUR) tahmincileri üzerinde durulmaktadır.

Çalışmanın beşinci ve son bölümünde ise panel veriler üzerine ampirik uygulamalar yapılarak bulunan sonuçlar yorumlanmıştır. Çalışmadaki uygulamalar başta GAUSS olmak üzere, EViews, STATA ve RATS programları kullanılarak yapılmıştır. Bu bölümde ele alınan uygulamalar, makroekonomik ve finansal verileri içeren beş farklı alandan seçilmeye özen gösterilmiştir. Bu uygulamalar gerek yatay kesit biriminin (N) zaman boyutundan (T) büyük olduğu durumları, gerekse  $T > N$  olduğu durumları içermektedir. Dolayısıyla  $T < N$  için yapılacak uygulamalarda geleneksel panel veri analizleri gerçekleştirilmektedir.  $T > N$  için ise panel veriler üzerinde özellikle son yıllarda geliştirilen birim kök, eştümleşme analizleri uygulanacaktır.

Beşinci bölümde ele alınan ilk uygulama IMKB'deki hisse senedi fiyatları ile fiyat-kazanç oranı arasındaki ilişkiyi sektörel bazda ele almaktadır. İkinci uygulama Türkiye'deki işsizlik oranı için histeri etkisini sektörel işsizlik rakamlarını kullanarak test etmektedir. Üçüncü uygulama G7 üyesi ülkelerin verilerini kullanarak satınalma gücü paritesinin geçerliliğini ele almaktadır. Dördüncü uygulama Fisher etkisinin geçerliliğini 22 OECD ülke verileri ile test etmektedir. Beşinci uygulama ise 14 yüksek ve orta üstü gelirli ülkeler için para talebi fonksiyonunun tahminini ele almaktadır.

## BİRİNCİ BÖLÜM

### PANEL VERİLERE İLİŞKİN GENEL AÇIKLAMALAR

#### I. VERİ ve VERİ TÜRLERİ

Bilimsel bilgi elde etme süreci araştırma olarak tanımlanır. Araştırma yapılırken belirli amaçlarla toplanan benzer sayılara da “veri” adı verilir. Herhangi bir ekonometrik analizin başarısı nihayetinde uygun verinin olup olmamasına bağlıdır. Dolayısıyla verilerin yapısı, kaynağı ve sınırlarının belirlenmesi oldukça önemlidir.

Bilimsel ve ampirik araştırmalarda genellikle üç veri tipi kullanılmaktadır. Bunlar; zaman serisi verileri, yatay (çapraz) kesit verileri ve hem zaman serileri hem de yatay kesit verileri birlikte ele alan olan panel verilerdir.

Zaman serisi, zaman içerisinde sıralı olarak ortaya çıkan gözlemler kümesidir. Zaman serisi verileri, değişkenlerin bir dönemden diğerine ardışık bir şekilde gözlemlendiği sayısal değerler hakkında bilgi verir<sup>1</sup>. Zaman serisi verileri günlük, haftalık, aylık, üç aylık (çeyrek yıllık), yıllık ve daha uzun dönemli aralıklarda derlenebilir<sup>2</sup>. Bir ülkenin ekonomik ya da finansal göstergeleri zaman serisi olabileceği gibi bir firmanın yıllar içerisindeki satış rakamları, göldeki günlük su seviyesi yüksekliği veya karayollarında meydana gelen günlük kaza sayıları da zaman serisi olabilmektedir. Gözlem değerlerinin elde edilmiş biçimine göre zaman serileri sürekli ve kesikli seriler şeklinde sınıflandırılmaktadır<sup>3</sup>. Finansal ya da ekonomik zaman serileri çoğu zaman eşit aralıklarda ölçülmüş gözlem değerlerinden oluşmaktadır. Dolayısıyla sosyal bilimlerde özellikle ekonomik büyüklükleri gösteren seriler, belirli zaman aralıklarında ölçüldüğü için kesikli zaman serileri sınıflaması altında incelenmektedir. Buna karşın eğer zaman serileri belirli olmayan aralıklarda ölçülmüş gözlemlerden oluşsaydı sürekli zaman

---

<sup>1</sup> Sevüktekin, Mustafa - Nargeleşkenler, Mehmet, *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı*, İkinci Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara, 2007, s. 2.

<sup>2</sup> Intriligator, Michael D., *Econometric Models, Techniques, and Applications*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company, Oxford, 1978, p. 62.

<sup>3</sup> Chatfield, Chris, *The Analysis of Time Series: An Introduction*, Sixth Edition, Chapman&Hall/CRC, London, 2004, p. 5.

serileri sınıfı altında incelenmesi gerekirdi. Ancak işsizlik, enflasyon, ithalat ve ihracat gibi ekonomik göstergeler çalışmanın çerçevesi içerisinde olduğu için kesikli zaman serileri üzerinde araştırma sürdürülecektir ve zaman serileri olarak aslında kesikli zaman serilerine atıfta bulunulacaktır. Kesikli zaman serisi  $Y_t$  olarak gösterilmektedir. Burada  $t = 1,2,3,\dots,T$  şeklinde belirlenir ve toplam  $T$  adet gözlem değeri vardır.

Zaman serisi örnekleri arasında; hisse senedi getirileri, döviz kurları, faiz oranları, para arzı, enflasyon oranı vb. gibi verilebilir. Basitçe Türkiye'deki 1991-2006 yıllarına ilişkin kişi başına GSMH rakamları bir zaman serisi formunda Tablo 1.1'de sunulabilir:

**Tablo 1.1: Kişi Başına GSMH Rakamları (\$)**

Yıllar	GSMH	Yıllar	GSMH
1991	2621	1999	2879
1992	2708	2000	2965
1993	3004	2001	2123
1994	2184	2002	2598
1995	2759	2003	3383
1996	2928	2004	4172
1997	3079	2005	5008
1998	3255	2006	5447

**Kaynak:** Türkiye İstatistik Kurumu, *İstatistik Göstergeler 1923-2006*, Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, 2007, s. 671.

Tablo 1.1 incelendiğinde  $Y_t$  kişi başına GSMH olarak alındığı için  $t = 1,2,3,\dots,16$  olduğu görülmektedir.

Zaman serisi verileri ekonometrik çalışmalarda sıkça kullanılmasına rağmen, bazı özel problemleri vardır. Zaman serisi ekonometrisinde analizlerin büyük bir bölümü zaman serisinin durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır<sup>4</sup>. Durağanlık basitçe; bir zaman serisinin tüm zaman dönemi boyunca ortalamasının, varyansının sabit ve kovaryansının sadece dönemler arasındaki farka bağlı olmasıdır.

<sup>4</sup> Gujarati, Domador N., *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw-Hill Comp., New York, 2004, p. 26.



Yatay (çapraz) kesit veya kısaca kesit verileri ise belirli bir zamanda birden fazla birimin sayısal değerlerinin toplanması sonucu oluşturulmaktadır<sup>5</sup>. Dolayısıyla kesit serisi  $\{Y_i\}$  olarak gösterilmektedir. Burada  $i = 1,2,3,\dots,N$  şeklinde belirlenir ve toplam  $N$  adet gözlem değeri vardır. Yatay kesit örnekleri belirli bir zamandaki; ülkelere ilişkin ekonomik veya sosyal göstergeler, hanehalkı tüketimleri veya harcamaları, firmaların üretim, satış veya kar rakamları vb. gibi verilebilir. Basitçe 5 Avrupa Birliği (AB) ülkesi ve AB ülkeleri dışında 5 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke olmak üzere toplam 10 ülkenin 2004 yılındaki ihracat ve ithalat rakamları bir yatay kesit serisi formunda Tablo 1.2’de sunulabilir:

**Tablo 1.2: Ülkelerin 2004 Yılındaki İhracat ve İthalat Rakamları (Milyar \$)**

Ülkeler	İhracat	İthalat	Ülkeler	İhracat	İthalat
Almanya (AB)	912	718	Amerika	819	1526
Belçika (AB)	306	285	Avustralya	86	109
İngiltere (AB)	342	452	Japonya	566	455
İtalya (AB)	354	355	Rusya	183	106
Fransa (AB)	424	443	Türkiye	62	96

**Kaynak:** International Monetary Fund, *International Financial Statistics Yearbook 2005*, IMF, 2005, pp. 80-85.

Tablo 1.2’de  $Y_i$  ihracat veya ithalat rakamları olarak alındığı için  $i = 1,2,3,\dots,10$  olacaktır.

Zaman serisi verilerinin kendi özel problemleri (durağanlık) olduğu gibi yatay kesit verilerinin de özel problemleri vardır. Yatay kesit içeren ekonometrik analizlerdeki özel problemi heterojenlik problemidir. Yatay kesit verileri toplanırken birimlerin büyüklükleri sabit olmadıkları için elde edilen verilerde homojen olmayacaktır. Dolayısıyla Tablo 1.2’de Almanya veya Amerika’nın ihracat ve ithalat rakamları ile Türkiye veya Avustralya’nın ihracat ve ithalat rakamları arasında oldukça büyük farklılık gözlemlendiği için bir heterojen yapı söz konusudur. Bu heterojen birimler

<sup>5</sup> Gujarati, 2004, p. 27.

istatistiksel ve ekonometrik analizlerde kullanıldığında ölçek veya büyüklük etkileri göz önünde bulundurulmalıdır.

Pooled (birleştirilmiş) veriler, zaman serisi ve yatay kesit verilerinin birleşiminden oluşur<sup>6</sup> ve hem zaman hem de yatay kesit bilgilerini içerir<sup>7</sup>. Dolayısıyla pooled veriler hem zaman serisine hem de yatay kesit birimlerine göre değişim göstermektedir. Panel veya Longitudinal veriler<sup>8</sup> pooled verilerin özel bir çeşididir<sup>9</sup>.

Panel veri aynı yatay kesit birimlerinin (firma, hanehalkı, şehir, bölge vb.) zaman içerisinde tekrarlı gözlemlerinden oluşan veri seti olarak tanımlanabilir<sup>10</sup>. Belirli sayıda birimden düzenli zaman aralıklarında ilgili değişkenlerinin ölçülmesi, birimlerin dinamik davranışlarını ortaya koymada oldukça kullanışlı bilgiler vermektedir. Kısaca panel veri hem birim boyutlu hem de zaman boyutludur. Dolayısıyla panel serisi  $Y_{it}$  ile tanımlanan iki alt im kullanılarak gösterilmektedir. Burada  $i=1,2,3,\dots,N$  ile birimlerdeki değişim,  $t=1,2,3,\dots,T$  ile de zamandaki değişim dikkate alınmaktadır<sup>11</sup>. Ayrıca  $N$  adet birimin  $T$  dönemli değişimi dikkate alındığı için  $N \times T$  adet gözlem değeri olacaktır.

Panel veri örnekleri; farklı ülkelerin son birkaç yıllık enflasyon rakamları, 10 yıllık hanehalkı tüketimleri veya harcamaları, 10 yıllık firmaların üretim, satış veya kar rakamları vb. gibi verilebilir. Basitçe 5 AB ülkesi ve AB dışında 5 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke olmak üzere toplam 10 ülkenin yıllara göre enflasyon oranı rakamları bir panel veri formunda Tablo 1.3'te sunulmaktadır:

---

<sup>6</sup> Pindyck, Robert S. - Rubinfeld, Daniel L., *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, New York, 1981, pp. 252-253.

<sup>7</sup> Halcoussis, Dennis, *Understanding Econometrics*, Thomson Sount Western, Australia, 2005, p. 185.

<sup>8</sup> Longitudinal veri kavramı İngilizce karşılığı "boylamsal veri" olarak geçmektedir. Ancak burada Longitudinal data kavramının karşılığı "uzunlamasına veri" olarak kullanılacaktır. Bu karşılık Türk Dil Kurumu Ekonometri Terimleri Karşılıklar Kılavuzundan alınmıştır.

<sup>9</sup> Gujarati, 2004, p. 28.

<sup>10</sup> Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, 2002, p. 6.

<sup>11</sup> Hsiao, Cheng, "Why Panel Data?", Institute of Economic Policy Research University of Southern California, *Working Paper*, 05.33, 2005, pp. 1-17.

**Tablo 1.3: Ülkelerin 1995-2004 Yıllarına İlişkin Enflasyon Oranları (%)**

Yıllar	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<b>Ülkeler</b>										
<b>Almanya</b>	1.72	1.45	1.88	0.94	0.57	1.47	1.98	1.37	1.05	1.67
<b>Amerika</b>	2.81	2.93	3.34	1.55	2.19	3.38	2.83	1.59	2.27	2.68
<b>Avustralya</b>	4.64	2.61	0.25	0.85	1.47	4.48	4.38	3.00	2.77	2.34
<b>Belçika</b>	1.47	2.06	1.63	0.95	1.12	2.55	2.47	1.64	1.59	2.10
<b>Fransa</b>	1.78	2.01	1.20	0.67	0.50	1.69	1.66	1.92	2.08	2.17
<b>İngiltere</b>	3.41	2.45	3.13	3.42	1.56	2.93	1.82	1.63	2.91	2.96
<b>İtalya</b>	5.24	3.97	2.04	1.96	1.66	2.54	2.79	2.47	2.67	2.21
<b>Japonya</b>	-0.13	0.14	1.73	0.66	-0.34	-0.67	-0.73	-0.92	-0.25	-0.01
<b>Rusya</b>	197.47	47.74	14.77	27.67	85.74	20.78	21.46	15.79	13.66	10.88
<b>Türkiye</b>	88.11	80.35	85.73	84.64	64.87	54.94	54.40	44.96	25.30	8.60

**Kaynak:** International Monetary Fund, *International Financial Statistics Yearbook 2005*, IMF, 2005, pp. 77-79.

Tablo 1.3 incelendiğinde  $Y_{it}$  enflasyon oranı olarak alındığı için  $i = 1,2,3,\dots,10$  ve  $t = 1,2,3,\dots,10$  olduğu görülmektedir. Dolayısıyla  $N \times T = 10 \times 10 = 100$  gözlem değeri olacaktır.

Panel verilerin kullanılmasının özel problemi, zaman serileri ve yatay kesit verilerinin kullanılmasının özel problemlerinin birleşiminden oluşacaktır. Bunlar birimler için heterojenlik ve zaman için durağanlıktır.

Her bir yatay kesit biriminin aynı sayıda zaman serisi gözlemine sahip olması durumunda, bu panel verisi türüne dengeli panel denir<sup>12</sup>. Eğer birimlerin gözlem sayısı zaman içerisinde belirli nedenlerden ötürü devam etmiyorsa (veriler eksik ise) veya panele yeni eklenen birimlerin geçmiş verileri yoksa böyle bir panel dengesiz panel olarak adlandırılmaktadır. Dolayısıyla panel verilere ilişkin asimptotik özellikler dengeli veya dengesiz panellere göre oluşturulmaktadır.

$Y_{it}$  t zamanındaki i'inci yatay kesit biriminin bağımlı değişkeni olsun. Burada  $i = 1,2,3,\dots,N$  ve  $t = 1,2,3,\dots,T$ 'dir. Eğer  $N=1$  olarak alınırsa veri grubu bildik zaman serisi verisi durumuna dönecektir. Benzer şekilde  $T=1$  olduğunda ise bildik yatay kesit

<sup>12</sup> Gujarati, 2004, p. 640.

verisi durumu söz konusu olacaktır<sup>13</sup>. Ancak panel veriler ve dolayısıyla panel veri tahmin yöntemleri  $N > 1$  ve  $T > 1$  durumları için geçerlidir<sup>14</sup>.

## II. PANEL VERİLERİ KULLANMANIN FAYDALARI

Ekonomik arařtırmalarda panel veri setlerinin kullanılmasının pür yatay kesit ya da pür zaman serisi verilerine kıyasla birçok faydaları vardır. Panel verilerin temel avantajı yatay kesit birimler arası davranıř farklılıđının modellenmesinde arařtırmacıya esneklik sađlamasıdır<sup>15</sup>. Bu avantajın yanında sađladığı diđer avantajlar ařađıda kısaca özetlenmektedir.

Panel veriler zaman serisi veya yatay kesit verilerine göre daha fazla gözlem sayısına sahiptir. Bir zaman serisinde  $T$  adet ( $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ) gözlem sayısı vardır. Yatay kesit serisinde ise  $N$  adet ( $i = 1, 2, 3, \dots, N$ ) gözlem vardır. Ancak panel veriler hem zaman serisinin hem de yatay kesitin birleřimi olduđundan  $N \times T$  adet ( $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ) gözlemi olacaktır. Gözlem sayısının pür zaman serisi ve yatay kesit verilerine göre fazla olması panel verilerin en belirgin avantajıdır<sup>16</sup>.

Gözlem sayısındaki bu artış hipotez testi sürecinin daha güçlü olmasını sađlamaktadır<sup>17</sup>. Dolayısıyla panel veri analizi daha çok bilginin kullanılmasını olanaklı kılmakta ve serbestlik derecesini arttırmaktadır. Bu sebepten ötürü daha güvenilir ve etkin parametre tahminleri elde edilmektedir<sup>18</sup>.

Gözlem sayısının çok olmasına bađlı olarak, panel veri kümesinde çoklu doğrusal bađlantı problemi azalmaktadır<sup>19</sup>. Panel veri hem yatay kesit hem de zaman

---

<sup>13</sup> Harris, Richard - Sollis, Robert, *Applied Time Series Modelling and Forecasting*: John Wiley & Sons. Ltd., The Atrium, 2003, p. 190.

<sup>14</sup> Johnston, Jack - DiNardo, John, *Econometric Methods*, McGraw-Hill Inc., Fourth Edit., New York, 1997, p. 388.

<sup>15</sup> Greene, William H., *Econometric Analysis*, Fifth Edition, Prentice Hall, New York, 2003, p. 284.

<sup>16</sup> Balestra, Pietro "Introduction to Linear Models for Panel Data", *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, (Edit.: László Mátyás ve Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, 1996a, p. 26.

<sup>17</sup> Patterson, Kerry, *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, Great Britain, New York, 2000, p. 574.

<sup>18</sup> Pindyck - Rubinfeld, 1981, pp. 252-253.

<sup>19</sup> Hsiao, 2005, p. 3.

boyutunu deęiřtirdięi iin, gzlem sayısının artmasıyla birlikte daha ok deęiřkenlik saęlanmakta ve bylece aıklayıcı deęiřkenler arasındaki korelasyon azalmaktadır<sup>20</sup>. Panel veri ile aıklayıcı deęiřkenler arasındaki doęrusal baęıntıyı azaltan ve serbestlik derecesini arttıran ok sayıda veri noktasının saęlanması ekonometrik tahminlerin etkinlięini arttırmaktadır<sup>21</sup>. Yani veriler ne kadar bilgi verirse tahminlerin etkinlięi o kadar artar<sup>22</sup>.

Zaman serisi veya yatay kesit verileri ile yapılan model tahminlerinde birimlerin heterojenlięi modele dahil edilmemektedir. rneęin basit bir retim modelinde, retim miktarı; sermaye, emek ve ynetim kabiliyeti ile aıklanabilir. Bunun yanında firmanın byklę, yaşı, yapısı gibi bireysel farklılıklar veya teknolojik deęiřmeler, savařlar gibi dıřsal etkiler firmanın performansını etkileyebilir. Buradaki ynetim kabiliyeti doęrudan gzlenemez. Dolayısıyla firmalar iin pr yatay kesit regresyon modeli tahmin edilirse, ynetim kabiliyeti olarak tanımlanan nemli bir deęiřken gzardı edilmiř olur. Birimler arasındaki bu tr farklılıkların hesap edilmedięi zaman serisi veya yatay kesit modellerinde yanlı sonuların elde edilme riski olmaktadır<sup>23</sup>. Ekonometrik analizlerde nemli bir deęiřkenin ihmal edilmesi parametre tahminlerinin sapmalı ve tutarsız olmasına neden olmaktadır. Panel verilerde birim ve zaman boyutu iki deęiřken gibi dřnldęnde, zaman serisi veya yatay kesit analizlerde bu deęiřkenler dikkate alınamazken panel veri analizlerinde bu iki boyut gznnde bulundurulmaktadır. Panel veri kmesi kullanılarak tahmin edilen regresyon modellerinde birimlerin heterojenlięi ve zamana baęlı heterojenlik modelin yapısında tanımlanabilir. Bylece hem yanlı tahminlerden kaınma olanaęı doęmaktadır hem de yatay kesit veya zaman serisi verileri ile tam olarak gz nne alınamayan etkileri panel veriler ile daha iyi belirlenmekte ve llmektedir.

Panel verileri kullanmak dinamik iliřkilerin (deęiřimlerin, ayarlamaların) ortaya konulması iin daha uygundur<sup>24</sup>. Dięer bir ifadeyle panel veriler ile nce ve sonraki

---

<sup>20</sup> Balestra, 1996a, p. 26.

<sup>21</sup> Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge, 2003, p. 3.

<sup>22</sup> Kennedy, Peter, *A Guide to Econometrics*, Fifth Edition, Blackwell Publishing, Malden, MA, 2007, p. 302.

<sup>23</sup> Baltagi, Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley Sons Inc., Third Edit., Chichester, 2005, p. 4.

<sup>24</sup> Wooldridge, 2002, p. 169.

durumlar arasındaki karşılaştırma yapılabilir<sup>25</sup>. Yatay kesitsel birimlerde bir değişim olduğunda, bu değişim daha az görülmektedir. Örneğin, işsizlik oranı için yapılan bir çalışmada, iş döngüsü (turnover), işçi ve gelir hareketleri panel veriler ile daha iyi belirlenebilir<sup>26</sup>. Yatay kesit verileri bir dönemde (yılıda) kimin işsiz olduğunu söyleyebilir. Zaman serisi verilerinde ise dönemden döneme (yıldan yıla) işsizliğin düzeyinde nasıl bir değişim olduğu görülmektedir. Fakat ne bu işsizlerin aynı kişiler (düşük iş döngüsü) ne de farklı kişiler (yüksek işdöngüsü) olup olmadığı belirlenmemektedir. Aynı zamanda panel veriler işsizlik, yoksulluk gibi ekonomik değişkenlerin sürekli yapıları (duration) için uygundur. Eğer bu paneller yeteri kadar uzunsa ekonomik politika değişimlerinin ayarlanma hızlarına ışık tutabilir<sup>27</sup>. Örneğin yatay kesit verilerinde işsizlik belirli bir zamandaki istihdam edilen nüfusun oranını verir. Tekrarlanan yatay kesitlerde bu oranın zaman içerisinde nasıl değiştiği gösterilebilir. Dolayısıyla sadece panel veriler ile işsizliğin bir dönemden diğer döneme nasıl değiştiği tahmin edilebilir. Zaman boyutunda ise geçmiş deneyimler kullanılarak gelecek davranışlar oluşturulabilir. İkinci bir örnek üretim fonksiyonu analizinde teknolojik yeniliğin etkileri verilebilir. Yatay kesit veriler ile küçük ve büyük firmaların maliyet yapıları karşılaştırılabilir. Fakat verilerin tümü aynı zaman döneminden oluştuğu için teknolojik yeniliğin etkisini belirlemek mümkün olmayacaktır. Zaman serisi verileri ile sadece bir firmanın sahip olduğu durum belirlenebilir. Zamanla firmanın maliyetindeki değişimin teknolojik değişimden mi ya da firmanın yapısının değişiminden mi kaynaklandığı belirlenemez<sup>28</sup>.

Panel veriler pür yatay kesit veya pür zaman serisi verileri ile basitçe gözlenemeyen ölçü etkilerini belirlemeye yardımcı olur<sup>29</sup>. Örneğin, bir yatay kesit araştırmasında kadınların yıllık işgücüne katılım oranının %50 olduğu bulunmuşsa, bu durum şu iki sebepten olmuş olabilir: (1) herhangi bir yılda her kadının işgücüne katılması için %50 şansı vardır ya da (2) kadınların %50'si daima çalışırken geriye kalan %50'si çalışmamaktadır. Burada birinci durumda büyük bir işdöngüsü (devir)

---

<sup>25</sup> Frankfort-Nachmias, Chava - Nachmias, David, *Research Methods in the Social Sciences*, Edward Arnold, London, 1992, p. 133.

<sup>26</sup> Gujarati, 2004, p. 638.

<sup>27</sup> Baltagi, 2005, p. 5.

<sup>28</sup> Kennedy, 2007, p. 302.

<sup>29</sup> Balestra, 1996a, p. 26.

varken, ikinci durumda yoktur. Bu iki durum arasında ayırım yapabilmek sadece panel verilerle mümkündür<sup>30</sup>. Başka bir örnekte şu şekilde verilebilir: eğer minimum ücretlerin birbirini izleyen değerleri kullanılırsa panel verilerle genel ve/veya yerel ücretlerdeki artışın istihdam ve kazançlar üzerindeki etkileri ortaya konulabilir.

Mikrodinamik ve makrodinamik etkiler yatay kesit veri seti kullanılarak tahmin edilemez. Bir tek zaman serisi verisi de genellikle dinamik katsayıların tam etkilerini gösteremezler. Örneğin dağıtılmış gecikmeler modelinde bağımsız değişkenin gecikmeli değerleri ancak kendi geçmiş değerlerine bağlı olduklarından önsel bir varsayım olmaksızın herhangi bir gecikme parametresinden (katsayısından) tam ve yeterli bilgi elde edilemez. Ancak panel veriler kullanıldığında bağımsız değişkenlerdeki birimler arası farklılıklar ortaya konulabilir<sup>31</sup>.

Mikropanel veriler, firmalar ve hanehalkı gibi birimler üzerinde değişkenlerin makro düzeyde ölçülmesinden daha doğru toplanabilir. Birimlerin toplanmasından kaynaklanan sapmalar ya minimuma indirilir ya da tamamen yok edilebilir<sup>32</sup>. Diğer taraftan makropanel veriler daha uzun zaman serisi verilerine sahiptir ve zaman serileri analizinde birim kök sınamaları standart olmayan dağılımlar kullanılarak yapılmaktadır. Ancak panel birim kök sınamaları kullanılırken standart asimptotik dağılımlar geçerlidir. Başka bir ifadeyle eğer veriler durağan-dışı ise en küçük kareler (OLS) veya maksimum olabilirlik (ML) tahmincilerinin büyük örneklem asimptotik dağılımları  $T \rightarrow \infty$  için geçerli olmayacaktır. Fakat eğer panel veriler kullanılıyor ve yatay kesit birimleri arasındaki gözlemler bağımsızsa merkezi limit teoremi ile yatay kesitsel birimler arasındaki tahmincilerin dağılımlarının halen asimptotik normal olduğu ve Wald tipi test istatistiklerinin asimptotik  $\chi^2$  dağılımına sahip olduğu gösterilebilir.

Panel verilerle bireysel değişkenler için zaman serilerine göre daha doğru tahminler elde edilebilir. Eğer bireysel davranışlar belirli değişkenlerde benzer ise panel veriler ile farklı değişkenlerin davranışları gözlenerek bireysel davranışlar hakkında bilgi edinilebilir. Bu nedenle bireysel davranışların daha doğru tasvirleri panel veriler ile bulunabilir.

---

<sup>30</sup> Baltagi, 2005, p. 6.

<sup>31</sup> Hsiao, 2003, p. 5.

<sup>32</sup> Baltagi, 2005, p. 7.

Panel verileri kullanmak uygulamalı arařtırmacılara daha az sayıda sınırlayıcı varsayımlar içeren ve daha çok bilginin kullanıldığı modelleri belirleme ve test etme imkanı bulunur<sup>33</sup>. Örneğin zaman serilerinin eşanlı modellenmesi oldukça karmaşık bazı stokastik tanımlamaları gerektirmektedir. Panel veri ile düzenlenen modellerde ise bazı basit varsayımlarla tahmin kolaylığı sağlanmaktadır.

Bazı durumlarda yatay kesit verilerinin uzun-dönem davranışları gösterdiği, zaman serisi verilerinin ise kısa-dönem etkileri gösterdiği vurgulanmaktadır. Panel verilerde, hem yatay kesit hem de zaman serisi boyutu tarafından sunulan bilgiler birleştirilerek daha genel ve dinamik yapıyı anlaşılır bir şekilde ortaya koyan formüller (denklemler) ve tahminler elde edilebilir<sup>34</sup>.

### III. PANEL VERİLERİN SINIRLARI

Panel veriler basitçe, iki veya daha fazla zaman döneminde, bir panel olarak tanımlanan örneklemdaki cevap vericiler ile yapılan görüşmelerden elde edilen bilgilerdir<sup>35</sup>. Bu panellerden elde edilen bilgiler kullanılırken, arařtırmacıya bir çok fayda sağlamasının yanında, bazı önemli sınırlılıkları da vardır. Bu sınırlılıkların başında veri toplama ve düzenleme problemi gelmektedir.

Veri toplama ve düzenleme problemi: takip edememe (ilgilenilen topluluğun eksik sayılması), sorulara cevap alamama (soruyu cevaplayanın işbirliği yapmaması ya da görüşmeyi yapanın hatasından kaynaklanması), soruyu cevaplayanın doğru hatırlayamaması, görüşme sıklığı, görüşme süresi ve görüşme zamanı nedeniyle meydana gelebilir.

Ölçme hatalarının tahrif edilmesi: ölçme hataları, yanlış sorular, açık olmayan sorular, hafıza hataları, kasıtlı saptırma, gereksiz bilgiler, yanıtların yanlış kaydedilmesi ve görüşmeci etkileri nedeniyle oluşabilir.

---

<sup>33</sup> Balestra, 1996a, p. 26.

<sup>34</sup> Balestra, 1996a, p. 26.

<sup>35</sup> Markus, Gregory B., *Analyzing Panel Data*, Sage Publications, London, 1979, p. 7.



Seçicilik problemleri: hem yatay kesitsel hem de panel verilerde sıkça gözlenen bir diğer sapma anakütleden alınan örneklemin rassal bir yapıya sahip olmamasıdır<sup>36</sup>. Bunlar aşağıdaki gibi özetlenebilirler<sup>37</sup>: (a) kişisel seçicilik: rezerv ücretler teklif edilen ücretten yüksek olduğunda insanlar çalışmayı seçmezler. Bu durumda bu birimlerin ücretleri değil karakterlerinin incelenmesi gerekmektedir. Sadece ücretleri eksik olduğu için örneklem sansürlenmiş olur. Fakat bu birimlerin tüm verileri gözlenmediğinde, truncated örneklem oluşturulur. Truncation için örnek bir ildeki negatif gelir vergi ilişkisi verilebilir. Sadece yoksul ve geliri fakirlerden 1.5 kat fazla olanlar örneklem dışı bırakılsın. Bu truncated örneklemden elde edilen sonuçlar sapmalıdır. Truncationdan ötürü bu sapma daha fazla veri ile aşılamaz. (b) cevap alamama: bu durum katılmayı red etme, evde kimsenin olmaması, örneklem biriminin izine ulaşamama ve diğer nedenlerden ötürü panellerin başlangıcında ortaya çıkar. Cevap alamama bölümü bir ya da daha fazla sorunun cevaplanmaması veya faydalı bir cevap ile karşılaşılabilmesi durumunda oluşur. Tamamıyla cevap alamama örneklemdeki hanehalkının tamamına ulaşamadığında ortaya çıkar. Bunun yanında verilerin eksik olmasından kaynaklanan etkinlik kaybı oluşur. Bu cevap alamama anakütle parametresi için ciddi belirleme problemlerine yol açar. (c) ilişik kesme: cevap alamama yatay kesit çalışmalarında da görülürse bile, panel veriler için daha ciddi problemler teşkil eder. Çünkü, panellerin başlangıcında sonradan ortaya çıkan konu cevap alamamadır. Cevaplayıcı ölebilir, ya da taşınabilir veyahut cevaplama maliyeti yüksek bulunabilir. İlişik kesme seviyesinin değişimi panel çalışmalarına bağlıdır. Genellikle ilişik kesmenin oranı başlangıçta yüksek iken, zamanla bu oranın artması azalmaktadır.

Kısa zaman serisi boyutu: tipik mikro paneller, her bir birim için kısa zamanlı yıllık verilerden oluşmaktadır. Yani, asimptotik özellikler sonsuza giden ( $N \rightarrow \infty$ ) birimlerin sayısı üzerinde nadiren önemli olduğu anlamına gelir. Panellerde zaman boyutunun artması aslında maliyetin artmasına da neden olmaktadır. Dolayısıyla panel verileri derleyip toplamak, yatay kesit ya da zaman serisi verilerinin toplanmasına göre daha maliyetlidir<sup>38</sup>.

---

<sup>36</sup> Hsiao, 2003, p. 9.

<sup>37</sup> Baltagi, 2005, pp. 7-8.

<sup>38</sup> Hsiao, 2005, p. 1.

Yatay kesitsel bağımlılık: uzun zaman dönemine sahip ülkeler ya da bölgeleri içeren makro panellerdeki yatay kesitsel bağımlılığın dikkate alınmaması çıkarımların yanlış olmasına yol açmaktadır. Panel veriler her derde deva değildir ve zaman serisi ya da yatay kesit çalışmalarında ortaya çıkan tüm problemleri çözmez. Panel veriler maliyetli olmalarının yanında cevap vericiler ile ne sıklıkla görüşülmesi gerektiği de her zaman bir soru olarak orta çıkar.

#### **IV. PANEL VERİ MODELLERİNDE PARAMETRE HETEROJENLİĞİ**

Her ne kadar panel verilerin birçok faydası olsada her derde deva değildir. Panel verilerin ilgi görmesinin gücü özel davranışları ya da daha genel politika etkilerini kendi teorik yapısında barındırabilmesidir<sup>39</sup>. Bu teorik yetenek ekonomik verilerin yapısında gizlidir. Çıktılar olarak tanımlanan ekonomik değişkenler bir rassal değişken oluştururlar ve bu rassal değişkenler belirli bir olasılık dağılımına sahiptirler. Panel verilerin çoğu günlük ekonomik yaşamın çok karmaşık sürecinden üretilmektedir. Dolayısıyla, çoğu zaman farklı birimler farklı faktörlerin etkisi altında olduğundan, bireysel etkileri açıklamada etkili faktörlerin listesi sonsuza uzatılabilir. Modellemenin temel amacı gerçek hayatı taklit etmek değil fakat çıktıları etkileyen önemli faktörleri belirlemek olduğu için, model spesifikasyonunda tüm birimlerin çıktılarını etkileyen tüm faktörleri içermek ne olasıdır ne de makbuldür. Bu faktörlerin önemsiz etkisi olduğu ya da belirli bireylere özgü olduğu kabul edilir.

Fakat önemli faktörler verilen birimlere özgü ise ekonomik değişkenin  $y$  parametrik olasılık yoğunluk fonksiyonu  $P(y|\Theta)$  tarafından üretilir. Burada  $\Theta$ ,  $m$  boyutlu tüm birimler ve tüm zamanda özdeş dağılan bir vektördür. Yatay kesitsel ya da zaman serisi birimleri arasında varolan zaman ya da birimlerin bireysel (özel) etkisi gözardı edildiğinde model spesifikasyonunda içerilen bağımsız değişkenler parametre heterojenliğine yol açar. Parametre heterojenliği modelin bazı katsayılarının (kesme ve/veya eğim) her birim veya her zaman dönemi için ya da hem her birim hem de her

---

<sup>39</sup> Hsiao, 2005, p. 12.

zaman dönemi için farklılık göstermesi olarak tanımlanabilir. Bu heterojenlik gözardı edilerek tahmin edilen parametrelerin tahminleri tutarsız olurlar<sup>40</sup>. Panel veriler yardımıyla birimlerdeki heterojenlik ele alınabilmektedir<sup>41</sup>. Örneğin basit bir panel veri regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.1)$$

Burada,  $y_{it}$  bağımlı değişken,  $x_{it}$  bağımsız değişken ve  $\varepsilon_{it}$  sıfır ortalama ve sabit varyanslı  $\sigma_\varepsilon^2$  hata terimidir,  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .  $\alpha_i$  ve  $\beta_i$  parametreleri zaman boyunca sabit olsalar da, herbir yatay kesitsel birim için farklıdır. Bu varsayım gereği örneklem dağılımında bir değişim söz konusu olacaktır. Yani yatay kesit boyunca parametrelerin farklı olması bağımsız değişken  $x_{it}$ 'lerin gözlem değerlerinin özelliklerine göre bir örnekleme dağılımı oluşturacaktır. Bu türlü örneklem dağılımı  $y_{it}$ 'nin  $x_{it}$  üzerine en küçük kareler regresyonu ciddi ölçüde yanıltıcı sonuçlar verir.

Bu sonuç olağan en küçük kareler tahmincilerinin zaman ve birimler boyunca değişmemesi varsayımına bağlı olmasından kaynaklanır. Tüm  $N \times T$  gözlemleri denklem (1.1)'in tahmin edilmesinde kullanılırsa veriler iki durumla üretilirler. Bunlardan ilki kesmenin heterojen ve eğimin homojen olduğu durumda ortaya çıkan örnekleme dağılımıdır. İkincisi ise hem kesmelerin hem de eğimin heterojen olduğu durumda ortaya çıkan örnekleme dağılımıdır. Bu durumlar daha açık biçimde aşağıdaki gibi gösterilebilir:

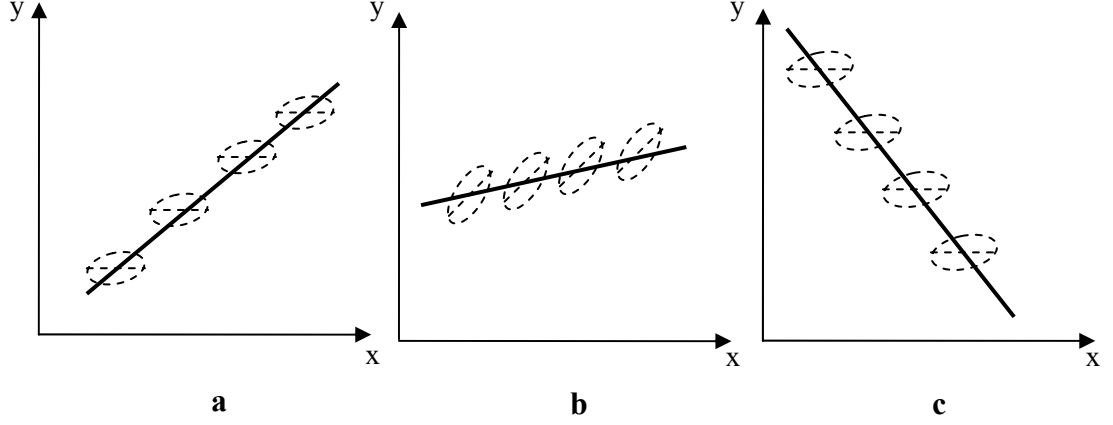
• **Durum 1**: Heterojen kesmeler ( $\alpha_i \neq \alpha_j$ ) ve homojen eğim ( $\beta_i = \beta_j$ ). Heterojen kesme ve homojen eğim durumunda oluşacak sapma grafik yardımıyla açıklanabilir. Bu grafiklerde kesikli elips çizgisi zaman boyunca birimler için saçılım noktaları, kesikli düz çizgi kesmeleri farklı eğimleri aynı olan bireysel regresyonları gösterir. Düz kalın çizgiler ise  $N \times T$  gözlem için elde edilen pooled en küçük kareler regresyon

---

<sup>40</sup> Hsiao, 2003, p. 8.

<sup>41</sup> Kennedy, 2007, p. 302.

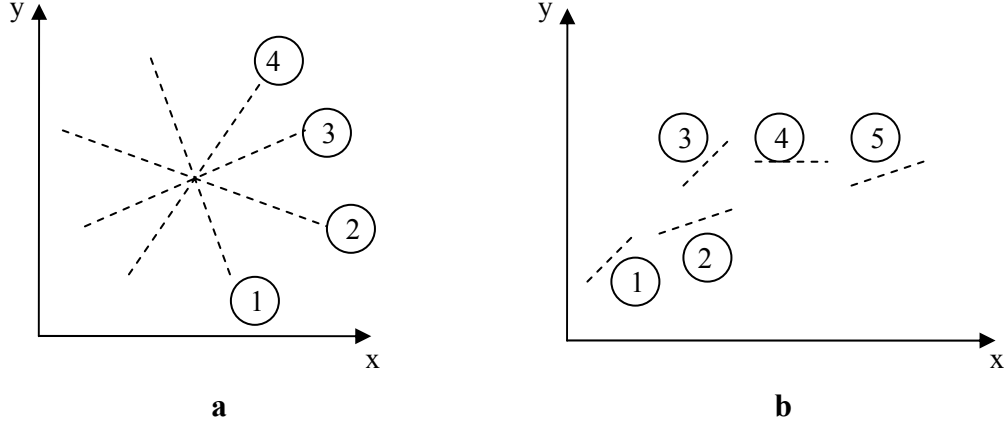
doğrusudur. Bu durumu ihtiva eden farklı haller Şekil 1.1a, Şekil 1.1b ve Şekil 1.1c’te gösterilmektedir.



**Şekil 1.1: Heterojen Kesmeler ve Homojen Eğim**

Şekil 1.1a, Şekil 1.1b ve Şekil 1.1c’de denklem (1.1)’in heterojen kesmeleri nedeniyle pooled en küçük kareler tahminlerinin sapmalı olduğu gösterilmektedir. Kesmelerin heterojen ( $\alpha_i \neq \alpha_j$ ) ve eğimlerin homojen ( $\beta_i = \beta_j$ ) olduğu bir örnekleme dağılımına göre tahmin edilen denklem (1.1)’in eğim parametreleri birim regresyonların eğimlerine kıyasla daha dik olduğu görülmektedir. Bu durumlar pooled regresyonun heterojen kesmeleri nedeniyle gözardı edilemeyeceğini açıkça ortaya koymaktadır. Bununla birlikte Şekil 1.1a, Şekil 1.1b ve Şekil 1.1c’de verilen durumlar için denklem (1.1)’in pooled eğim tahminlerinin sapma yönü önceden belirlenemez. Yani eğim sapmaları herhangi bir yönde gerçekleşebilir.

• **Durum 2:** Heterojen kesmeler ve eğimler ( $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j$ ). Şekil 1.2a ve Şekil 1.2b’de nokta saçılımları görülmemektedir. Daire içindeki sayılar ile gösterilen kesikli düz çizgiler analizde kullanılan regresyonların birimlerini tanımlar.



**Şekil 1.2: Heterojen Kesmeler ve Eğimler**

Şekil 1.2a tüm yatay kesitsel birimler için özdeş parametrelerin olduğu varsayımı altında, tüm  $N \times T$  gözlem için ortaya konulan doğrusal birleşimin anlamsız katsayı tahminlerini dile getirmektedir. Çünkü Şekil 1.2a’da yatay kesitsel birimler için oldukça farklı olan regresyon katsayıları, denklem (1.1)’de verilen modelden elde edilen ortalama değeri göstermelidir. Ancak böyle bir ortalama durum olmadığı Şekil 1.2a’dan açıkça gözlenmektedir. Bu nedenle de elde edilen regresyon katsayıları anlamsız sonuçlar üretmektedir. Şekil 1.2b’deki durumda da pooled regresyon için iyi sonuçlar elde edilememektedir. Çünkü Şekil 1.2b pooled ilişkiler için yanlış bir çıkarsamada bulunarak yukarı doğru giden eğrilerden meydana gelmektedir. Bu durumda klasik “temsil etme etkisi” geçerli olmayacak ve homojenlik varsayımı altında pooled veriler duyarlı olmayacaktır.

Yatay kesit birimleri arasında parametre heterojenliği olmasının gözardı edildiğinde bazı muhtemel sapmalar oluşmaktadır. İlgili zaman döneminde parametrelerin tüm birimler için özdeş olduğu varsayılmasına rağmen, eğer kesmeler ve eğimler zaman boyunca değişirse sapmalarda benzer seyirler meydana gelecektir.

## V. PANEL VERİ TAHMİN YAKLAŞIMLARI

Panel veri regresyon modelleri hem birim hem de zaman boyutunun değişmesine izin verdiği için, birim ve/veya zaman boyutlu davranış farklılıklarını analiz ederken, regresyon katsayılarının birim ve/veya zaman boyunca değişmesi göz önünde bulundurulmalıdır<sup>42</sup>.

Panel veriler kullanılarak tahmin edilen modeller panel veri regresyon modelleri olarak adlandırılmaktadır. Genel olarak  $j = 1, 2, 3, \dots, K$ ,  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için bir panel regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \beta_{3it}x_{3it} + \dots + \beta_{Kit}x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.2)$$

veya

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^K \beta_{jit}x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1, 2, 3, \dots, K, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.3)$$

Burada  $\alpha_{it}$  ve  $\beta_{jit} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $x_{jit} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir.

Denklem (1.2) veya (1.3)'te en genel biçimi ile verilen panel veri regresyon modelinin farklı durumları sözkonusu olabilir<sup>43</sup>:

### 1. Eğim ve Kesme Katsayılarının Birim ve Zaman Boyunca Sabit Olması Durumu

<sup>42</sup> Balestra, Pietro, "Fixed Effect Models and Fixed Coefficient Models", *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, (Edit.: László Mátyás ve Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, 1996b, p. 34.

<sup>43</sup> Gujarati, 2004, pp. 640-647.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.4)$$

## 2. Eğim Katsayılarının Sabit Fakat Kesmenin Birim Boyunca Değişmesi Durumu

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.5)$$

## 3. Eğim Katsayılarının Sabit Fakat Kesmenin Birim ve Zaman Boyunca Değişmesi Durumu

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.6)$$

## 4. Eğim ve Kesme Katsayılarının Birimler Boyunca Değişmesi Durumu

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_{ji} x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.7)$$

## 5. Eğim ve Kesme Katsayılarının Birimler ve Zaman Boyunca Değişmesi Durumu

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^K \beta_{jit} x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.8)$$

Regresyon katsayılarının birim ve/veya zaman boyunca değişmesine izin veren panel veri regresyon modelleri, kesme ( $\alpha_{it}$ ),  $j = 1,2,3,\dots, K$  için eğim(ler) ( $\beta_{jit}$ ) ve hata terimi ( $\varepsilon_{it}$ ) ile ilgili yapılacak varsayımlara bağlıdır. Çünkü modelde kullanılan katsayılar, birim ve zaman boyunca farklı değerler alacağı için, tahmin edilen parametre sayısı örneklem hacmini aşmaktadır. Dolayısıyla model bu haliyle tahmin

edilememektedir<sup>44</sup>. Bu dezavantajı yüzünden panel veri ile yapılan çalışmalarda daha çok hata terimlerinin özellikleri ve katsayıların değişebilirliği ile ilgili farklı varsayımlarda bulunarak farklı modeller elde edilebilmektedir. Bu modellerden ilki  $j = 1, 2, 3, \dots, K$  için  $\alpha_i$ 'nin bağımsız değişken(ler) ( $x_{jit}$ ) ile korelasyonlu olması durumunda kullanılan “Sabit Etkiler Modeli” iken, ikincisi yine  $j = 1, 2, 3, \dots, K$  için  $\alpha_i$ 'nin bağımsız değişken(ler) ( $x_{jit}$ ) ile korelasyonsuz olması durumunda kullanılan “Rassal Etkiler Modeli” yaklaşımıdır. Her iki model yaklaşımında da hata teriminin birim ve zaman boyunca bağımsız ve normal dağıldığı varsayılmaktadır. Yani  $\varepsilon_{it}$ ,  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dir.

## VI. SABİT ETKİLER MODELİ

Sabit etkiler modeli, firma, bölge, birey ya da diğer yatay kesitsel birimler arasındaki farklılığı dikkate alan bir yaklaşımdır<sup>45</sup>. Sabit etkiler modeli basitçe kesme ve/veya eğimleri birim ve/veya zaman boyunca değişen doğrusal regresyon modeli olarak tanımlanabilir<sup>46</sup>. Sabit etkiler regresyon modelinde, birimlerdeki bu farklılık kukla değişkenler yardımıyla ele alınmaktadır. Daha sonra birim etkisini göstermek için kukla değişkenli model olağan en küçük kareler (LSDV) ile tahmin edilir<sup>47</sup>.

Sadece birim veya zaman etkisini gösteren sabit etkiler regresyon modeli tek yönlü sabit etkili regresyon modeli olarak adlandırılır. Örneğin birim boyutu için tek yönlü sabit etkiler regresyon modeli, regresyon modelindeki parametrelerin değişiminin kesitlerdeki (birimlerdeki) değişimlerden kaynaklandığını ifade etmektedir. Birim boyutlu tek yönlü sabit etkiler regresyon modelinde zaman etkisinin olmadığı varsayılmaktadır. Zaman boyutlu tek yönlü sabit etkiler regresyon modelinde ise parametrelerdeki değişimin zaman boyutundan kaynaklandığı ve birimlerin etkisinin

---

<sup>44</sup> Balestra, 1996a, p. 28.

<sup>45</sup> Halcoussis, 2005, p. 194.

<sup>46</sup> Verbeek, Marno, *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons. Ltd., England, 2004, p. 345.

<sup>47</sup> Seddighi, H. R. - Lawyer, K. A. - Katos, A. V, *Econometrics: A Practical Approach*, Routledge Taylor and Francis Group, London, 2000, p. 111.



olmadığı varsayılmaktadır. Panel regresyon modelindeki parametrelerdeki değişimlerin birim ve zaman boyutundaki değişimlerden kaynaklandığını gösteren model ise iki (çift) yönlü sabit etkiler regresyon modeli olarak adlandırılmaktadır.

Tek yönlü sabit etkiler regresyon modeli kovaryans ve sabit katsayılı modeller yardımıyla analiz edilmektedir. Kovaryans modeli, birim veya zaman boyutundaki değişim sadece kesme (sabit) parametresini etkilediği durumlarda geçerli iken, sabit katsayılar modelinde birim veya zaman boyutundaki değişimin eğim parametrelerini etkilediği durumlarda kurulmaktadır<sup>48</sup>. İki yönlü sabit etkiler regresyon modelinde ise kovaryans modeli birim ve zaman boyutundaki değişim sadece kesme (sabit) parametresini etkilediği durumlarda geçerli iken, sabit katsayılar modelinde birim ve zaman boyutundaki değişimin eğim parametrelerini etkilediği durumlarda kurulmaktadır.

Modellerde kesme ve/veya eğimlerin zaman ve/veya birimler boyunca değişmesi modellerin giderek karmaşık hale gelmesine neden olmaktadır. Genel olarak sabit etkiler modeli aşağıdaki gibi özetlenebilirler.

#### **A. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİM VE ZAMAN BOYUNCA SABİT OLMASI DURUMU**

Bu durum en basit durumdur. Çünkü birim ve zamandaki değişimler dikkate alınmaz. Yani hem kesme hem de eğimler birim ve zaman boyunca sabit kabul edilmektedir. Diğer bir ifadeyle bu en basit durumda gerçekte verilerin panel yapısı göz ardı edilir<sup>49</sup>. Dolayısıyla model pooled regresyon olarak olağan en küçük kareler (POLS) ile tahmin edilir. Genel olarak birim ve zaman değişimlerini gözardı eden bir pooled regresyon modeli  $j = 1,2,3,\dots, K$ ,  $i = 1,2,3,\dots, N$  ve  $t = 1,2,3,\dots, T$  için aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.9)$$

veya

---

<sup>48</sup> Balestra, 1996b, p. 34.

<sup>49</sup> Johnston - DiNardo, 1997, p. 390.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.10)$$

Burada  $\alpha$  ve  $\beta_j = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $j = 1,2,3,\dots, K$  için  $x_j = (x_1, x_2, \dots, x_K)$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1,2,3,\dots, N$  ve  $t = 1,2,3,\dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir. Ancak burada panel veriler sözkonusu iken, farklı birimlerin kesmeleri ve eğimlerinin aynı olduğunu varsaymak oldukça kısıtlı bir varsayımdır<sup>50</sup>. Dolayısıyla bu durum oldukça basit olmasına karşın pooled verileri içeren modellerin tahmin edilmesinde farklı birimler için değişkenler arasındaki ilişkileri doğru yansıtmayacağından panel veri analizinin amacına uygun bir durum değildir<sup>51</sup>. Genel bir kural olarak büyük N ve küçük T sözkonusu olduğunda her dönem için kesmelerin ve/veya eğimlerin ayrı ayrı alınması daha doğru olacaktır<sup>52</sup>.

## B. KESMENİN BİRİM BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU

Her bir birimin “bireyselliğini” dikkate almanın bir yolu kesme parametresinin değiştiğini varsaymaktır. Fakat burada halen birimler boyunca eğimlerin sabit olduğu unutulmamalıdır. Diğer bir ifadeyle, kesme her firma ya da yatay kesitsel birimlerde farklı olmasına rağmen zaman boyunca sabit kabul edilmektedir. Bu durumun modeli  $j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N$  ve  $t = 1,2,3,\dots, T$  için aşağıdaki gibi yazılabilir<sup>53</sup>:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.11)$$

<sup>50</sup> Wooldridge, 2002, p. 170.

<sup>51</sup> Johnston - DiNardo 1997, p. 390.

<sup>52</sup> Wooldridge, 2002, p. 170.

<sup>53</sup> Hsiao, 2003, p. 11.

veya

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1, 2, 3, \dots, K, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.12)$$

Burada  $\alpha_i$  ve  $\beta_j = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $j = 1, 2, 3, \dots, K$  için  $x_{jit} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir. Bu model sabit etkiler regresyon modeli olarak adlandırılmaktadır. Buradaki “sabit etki” kavramı kesmenin birimler boyunca değişmesinden gelmektedir.

Kesmesi sabit etkiler modelini oluşturmak için basitçe her bir birim için farklı kesme kuklaları modele eklenmektedir. Dolayısıyla tüm birimlerin birbirlerinden farklı olduğunu varsaymak birçok ekonomik uygulamada hipotez testlerinin güçlü olmasını sağlamaktadır. Ancak hata teriminde yer alan bazı gözlenemeyen faktörler tüm veya bir kısım birimleri etkileyebilir. Yani iki farklı birimin hataları arasındaki eş-anlı kovaryans sıfırdan farklı olacaktır. Bu nedenle kalıntılardaki kovaryans yapısı modele işlenmektedir. Bu haliyle model Zelner (1962) tarafından popüler hale getirilen görünüşte ilişkisiz regresyon (SUR) modelinin özel bir biçimi olarak görülebilir<sup>54</sup>. Özellikle zaman boyutu T büyük olduğunda SUR modeli en açıklayıcı güce sahip modeldir<sup>55</sup>. Diğer bir ifadeyle görünüşte ilişkisiz regresyon modeli, tahmin edilen modelin tüm bireysel etkilerin farklı katsayılar ile temsil edilmesi ve bu katsayıların sabit olması durumlarında kullanılmaktadır<sup>56</sup>. Kesmesi sabit etkiler (benzer şekilde eğimlerde sabit etkiler olabilir) olan modeller için her bir birimin etkisi farklı kukla değişkenler ile tanımlanmaktadır ve bu etkiler sabit kabul edilmektedir. Bu durumu

---

<sup>54</sup> Judge, George G. et al., *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, 1982, p. 468.

<sup>55</sup> Balestra, 1996a, p. 29.

<sup>56</sup> Judge et al., 1982, p. 491.

basit bir önek yardımıyla gösterebilmek için tahmin edilecek modelin dört birim olması halinde model

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \beta_1 x_{lit} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.13)$$

veya

$$y_{it} = \alpha_1 D_{li} + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \alpha_4 D_{4i} + \beta_1 x_{lit} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.14)$$

yazılabilir. Bu model ekonometri literatüründe kovaryans modeli olarak bilinmektedir. Modeldeki kuklalar bildik şekilde yorumlanmaktadır. Model farklı bir gösterimle  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1.15)$$

Burada  $\alpha$  birim ortalamasından farkı gösteren kesme terimidir<sup>57</sup>.  $\mu_i$  ise  $i$ 'inci birimin ortalama kesmeden ( $\alpha$ ) farkını göstermektedir. Ancak kukla değişken tuzağı ve tam çoklu doğrusallık problemlerinden kaçınmak için  $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$  kısıtı modelde uygulanmaktadır<sup>58</sup>.

Birim etkisini gösteren kukla değişkenlerin modele katkısı olup olmadığını test etmek için diğer bir ifadeyle sabit etkinin test edilmesi için Wald testi olarak bilinen bileşik hipotez testi gerçekleştirilir.

Eğim katsayıları sabit fakat kesmesi birim boyunca değişken olan regresyon modelinde, kesmeler arasında anlamlı farklılıklar olup olmadığını  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_N = 0$  veya  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_N = 0$  hipotezi için F-

<sup>57</sup> Hsiao, 2003, p. 32.

<sup>58</sup> Baltagi, 2005, p. 13.

testi ile test etmek mümkündür. Kısıtlı model olarak denklem (1.10)'da verilen pooled regresyon modelinden elde edilen kalıntı kareler toplamı (RRSS) ve kısıtsız model için denklem (1.12)'de verilen panel regresyon modelinden elde edilen kalıntı kareler toplamı (URSS) kullanılmaktadır:

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)} \approx F_{N-1, NT-N-K} \quad (1.16)$$

Burada N birim sayısı, NT örneklem hacmi, K bağımsız değişken sayısıdır. F-istatistiğini kalıntı kareler toplamı yerine determinasyon katsayılarına ( $R^2$ ) göre de hesaplamak mümkündür<sup>59</sup>.

$$F_0 = \frac{(R_{URSS}^2 - R_{RRSS}^2)/(N-1)}{(1 - R_{URSS}^2)/(NT - N - K)} \quad (1.17)$$

Hesaplanan  $F_0$ -istatistiği, ilgili anlamlılık düzeyi (%1 veya %5) için payın serbestlik derecesi (N-1) ve paydanın serbestlik derecesi (NT-N-K)'ya göre belirlenecek F-tablo (kritik) değeri ile karşılaştırılır. Hesaplanan  $F_0$ -istatistiği, F-tablo değerinden büyükse sıfır hipotezi red edilir. Sıfır hipotezinin red edilmesi birim etkisinin anlamlı olduğu, yani birimler arasında farklılık olduğu anlamına gelmektedir. O halde uygun model olarak pooled regresyon yerine birim etkili panel regresyonun kullanılması gerekmektedir.

Tersi durumda hesaplanan  $F_0$ -istatistiği, F-tablo değerinden küçükse sıfır hipotezi red edilemez. Yani birim etkisinin anlamlı olmadığı ve dolayısıyla pooled regresyonun kullanılabileceği anlamına gelmektedir.

Modelde kesmenin birimlere göre nasıl değiştiğini göstermek için kukla değişkenler kullanıldığı gibi “zaman etkisini” göstermek için de yine kukla değişkenler

---

<sup>59</sup> Greene, 2003, p. 289.

kullanılmaktadır. Kesmesi zaman boyunca değişken olan panel regresyon modeli  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$y_{it} = \alpha_t + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (1.18)$$

veya modeli farklı bir gösterimle aşağıdaki gibi yeniden yazmak mümkündür.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1.19)$$

Burada  $\alpha$  zaman ortalamasından farkı gösteren kesme terimi,  $\mu_t$  ise t'inci zamanın ortalama kesmeden ( $\alpha$ ) farkını göstermektedir. Ancak kukla değişken tuzağı ve tam çoklu doğrusallık problemlerinden kaçınmak için  $\sum_{t=1}^T \mu_t = 0$  kısıtı modelde uygulanmaktadır.

Eğim katsayıları sabit fakat kesmesi zaman boyunca değişken olan regresyon modelinde, modele katılan zaman kukla değişkenlerin modele katkısı olup olmadığını test etmek için  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_T = 0$  veya  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_T = 0$  hipotezi kurulur. Daha sonra F-testi aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$F'_0 = \frac{(RRSS - URSS)/(T-1)}{URSS/(NT-T-K)} \approx F_{T-1, NT-T-K} \quad (1.20)$$

veya

$$F'_0 = \frac{(R_{URSS}^2 - R_{RRSS}^2)/(T-1)}{(1 - R_{URSS}^2)/(NT-T-K)} \quad (1.21)$$

Burada N birim sayısı, NT örneklem hacmi, K bağımsız değişken sayısıdır. Hesaplanan  $F'_0$  -istatistiği, ilgili anlamlılık düzeyi için payın serbestlik derecesi (N – 1) ve paydanın serbestlik derecesi (NT – N – K) 'ya göre belirlenecek F-tablo değeri ile karşılaştırılır. Hesaplanan  $F'_0$  -istatistiği, F-tablo değerinden büyükse sıfır hipotezi red edilir. Sıfır hipotezinin red edilmesi zaman etkisinin anlamlı olduğu, yani zaman dönemleri arasında farklılık olduğu anlamına gelmektedir. O halde uygun model olarak pooled regresyon yerine zaman etkili panel regresyonun kullanılması gerekmektedir.

Tersi durumda hesaplanan  $F'_0$  -istatistiği, F-tablo değerinden küçükse sıfır hipotezi red edilemez. Yani zaman etkisinin anlamlı olmadığı ve dolayısıyla pooled regresyonun kullanılabileceği anlamına gelmektedir.

### C. KESMENİN BİRİM VE ZAMAN BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU

Bu durum basitçe yukarıda ifade edildiği gibidir. Yani kesmenin birim ve zaman boyunca değiştiği varsayılırsa, modele hem birim değişimini gösteren kukla değişken hem de zaman değişimini gösteren kukla değişken eklenmektedir. Diğer bir ifadeyle eğim katsayıları sabitken kesmenin birim ve zaman boyunca değişmemesi durumu  $j = 1,2,3,\dots, K$ ,  $i = 1,2,3,\dots, N$  ve  $t = 1,2,3,\dots, T$  için aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.22)$$

veya

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.23)$$

Burada  $\alpha_{it}$  ve  $\beta_j = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $j = 1,2,3,\dots, K$  için  $x_{jit} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin

t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir.

Kesmesi birim ve zaman boyunca değişebilen panel regresyon modelini yazarken basitçe birim etkisini ve zaman etkisini temsil eden kukla değişkenler modele eklenmektedir. Buna göre model yeniden aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1.24)$$

Burada  $\alpha$  birim ve zaman ortalamasından farkı gösteren kesme terimidir.  $\mu_i$  i'inci birimin ortalama kesmeden ( $\alpha$ ) farkı,  $\mu_t$  ise t'inci zaman ortalama kesmeden ( $\alpha$ ) farkını göstermektedir. Kukla değişken tuzağı ve tam çoklu doğrusallık problemlerinden

kaçınmak için  $\sum_{i=1}^N \mu_i = \sum_{t=1}^T \mu_t = 0$  kısıtı modelde uygulanmaktadır.

Eğim katsayıları sabit fakat kesmesi birim ve zaman boyunca değişken olan regresyon modelinde, kesmeler arasında hem birimler hem de zaman boyunca anlamlı farklılıklar olup olmadığını

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_N = 0; \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_T = 0$$

veya

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_N = 0; \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_T = 0$$

hipotezi için F-testi ile test etmek mümkündür. Kısıtlı model olarak pooled regresyon modelinden elde edilen kalıntı kareler toplamı (RRSS) ve kısıtsız model için birim ve



zaman etkili panel regresyon modelinden elde edilen kalıntı kareler toplamı (URSS) kullanılmaktadır<sup>60</sup>:

$$F_1 = \frac{(RRSS - URSS)/(N + T - 2)}{URSS/(NT - N - T - K + 1)} \approx F_{N+T-2, NT-N-T-K+1} \quad (1.25)$$

veya

$$F_1 = \frac{(R_{URSS}^2 - R_{RRSS}^2)/(N + T - 2)}{(1 - R_{URSS}^2)/(NT - N - T - K + 1)} \quad (1.26)$$

Burada N birim sayısı, T zaman dönemi, NT örneklem hacmi, K bağımsız değişken sayısıdır. Hesaplanan  $F_1$  -istatistiği, ilgili anlamlılık düzeyi için payın serbestlik derecesi  $(N + T - 2)$  ve paydanın serbestlik derecesi  $(NT - N - T - K + 1)$  'ya göre belirlenecek F-tablo değeri ile karşılaştırılır. Hesaplanan  $F_1$  -istatistiği, F-tablo değerinden büyükse sıfır hipotezi red edilir. Sıfır hipotezinin red edilmesi birim ve zaman etkisinin anlamlı olduğu, yani birimler ve zaman dönemi arasında farklılık olduğu anlamına gelmektedir. Ters durumda hesaplanan  $F_1$  -istatistiği, F-tablo değerinden küçükse sıfır hipotezi red edilemez. Yani birim ve zaman etkisinin anlamlı olmadığı anlamına gelmektedir.

Burada zaman etkisinin olduğu varsayımı altında sadece birim etkisinin olup olmadığı testi de gerçekleştirilebilir. Bu durumda sıfır hipotezi tüm t'ler için  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_N = 0; \alpha_t \neq 0$  kurulur ve aşağıdaki bileşik hipotez testi gerçekleştirilir:

$$F_2 = \frac{(RRSS - URSS)/(N - 1)}{URSS/(NT - N - T - K + 1)} \approx F_{N-1, NT-N-T-K+1} \quad (1.27)$$

---

<sup>60</sup> Baltagi, 2005, pp. 34-35.

Benzer şekilde birim etkisinin sabit olduğu varsayımı altında sadece zaman etkisinin olup olmadığı testini de gerçekleştirmek mümkündür. Bu durumda sıfır hipotezi tüm  $i$ 'ler için  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_T = 0; \alpha_1 \neq 0$  kurulur ve aşağıdaki bileşik hipotez testi gerçekleştirilir:

$$F_3 = \frac{(RRSS - URSS)/(T - 1)}{URSS/(NT - N - T - K + 1)} \approx F_{T-1, NT-N-T-K+1} \quad (1.28)$$

Yukarıda da ortaya konulduğu gibi, birim ve/veya zaman etkisini gösteren kukla değişkenler kullanılarak tahmin edilen regresyon denkleminde, tahmin edilen kukla değişkenlerin anlamlılıkları Wald F-testi ile belirlenir.

#### **D. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİMLER BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU**

Bu durumda hem kesme hem de eğim(ler) birimler boyunca değişiyor ancak zaman boyunca değişmez ise, birim kukla değişkenlerinin hem kesme hem de eğim(ler) üzerine olan etkilerini göstermek için kukla değişkenler interaksiyonlu olarak modele eklenmektedir. Diğer bir yaklaşımla kesme ve eğim katsayılarının birimler boyunca değişmesi  $j = 1, 2, 3, \dots, K$ ,  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \beta_{3i}x_{3it} + \dots + \beta_{Ki}x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.29)$$

veya

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_{ji}x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1, 2, 3, \dots, K, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.30)$$

Burada  $\alpha_i$  ve  $\beta_{ji} = (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Ki})$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $j = 1, 2, 3, \dots, K$  için  $x_{jit} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir.

Modele katılan kukla değişkenlerin modele katkısı olup olmadığını test etmek için diğer bir ifadeyle sabit etkinin test edilmesi için Wald testi olarak bilinen bileşik hipotez testi gerçekleştirilebilir. Kesme ve eğim katsayıları birim boyunca değişken olan regresyon modelinde, kesme ve eğimler arasında anlamlı farklılıklar olup olmadığını  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_N = 0$   
 $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_N = 0$  hipotezi çerçevesinde test edilmektedir. Eğer sıfır hipotezi red edilirse kesme ve/veya eğim katsayıları için birim etkisinin anlamlı olduğu, yani birimler arasında farklılık olduğu sonucuna ulaşılabacaktır.

## E. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİMLER VE ZAMAN BOYUNCA DEĞİŞMESİ DURUMU

Bu durumda kesme ve eğim(ler) hem birimler hem de zaman boyunca değişmektedir. Dolayısıyla bu durum  $j = 1, 2, 3, \dots, K$ ,  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} x_{1it} + \beta_{2it} x_{2it} + \beta_{3it} x_{3it} + \dots + \beta_{Kit} x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (1.31)$$

veya

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^K \beta_{jit} x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1, 2, 3, \dots, K, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.32)$$

Burada  $\alpha_{it}$  ve  $\beta_{jit} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $j = 1, 2, 3, \dots, K$  için  $x_{jit} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir.

Kukla değişkenler kullanılarak tahmin edilen regresyon denkleminde, hem birimler hem de zaman boyutu için kukla değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı ise her bir birimin kesme ve eğimlerinin zaman ve birimler boyunca farklı olduğu anlamına gelecektir.

Sabit etkiler modelleri kullanırken bazı hususların göz önünde bulundurulması gerekmektedir<sup>61</sup>:

1. Sabit etkiler modelinde her bir birimin etkisi kukla değişkenler yardımıyla ayrı ayrı tahmin edildiğinden, çok sayıda kukla değişken modelde kullanılmaktadır. Bu durumda serbestlik derecesi probleminin oluşmasına neden olabilir<sup>62</sup>.
2. Modelde çok fazla değişkenin olması daima çoklu doğrusal bağlantı problemin ortaya çıkma olasılığını artırır. Sonuçta tahmin edilen parametrelerin tam ve doğru tahminlerini elde etmek zorlaşacaktır.
3. Modellerde yer alan cinsiyet, ırk, renk gibi nitel faktörler zamanla değişmemektedir. Bu değişkenlerin eğim ve/veya kesmenin birimler ve zaman boyunca değiştiğini ileri süren modellerde kullanılması doğru olmayacaktır. Diğer bir ifadeyle zamanla değişmeyen açıklayıcı değişkenlerin modele dahil edilmesi durumunda, sabit etkiler modelini kullanmak uygun olmayacaktır.
4. Şu ana kadar üzerinde durulan bütün durumlar için hata teriminin  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  veya  $\varepsilon_{it} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılmaktadır. Burada i alt imi yatay kesiti t alt imi ise zamanı göstermektedir. Ancak hata terimi için de birçok durum sözkonusu olabilir.

---

<sup>61</sup> Gujarati, 2004, p. 646.

<sup>62</sup> Harris - Sallis, 2003, p. 192.

- a. Hata varyansının tüm kesit birimlerinde homoskedastik olabileceği gibi heteroskedastik de olabilir.
- b. Her bir birim için zaman boyunca otokorelasyonsuz veya otokorelasyonlu olabilir.
- c. İlgili zaman için bir birimin hata terimi diğer birim veya birimlerin hata terim(ler)i ile korelasyonlu olabilir.
- d. Yukarıda ifade edilen birden fazla durum aynı anda bir modelde yer alabilir.

Ancak rassal etkiler modeli kullanılarak bu durumların bir kısmının üstesinden gelinebilir.

## VII. RASSAL ETKİLER MODELİ

Sabit etkiler modelleri kolayca uygulanabilmesine rağmen çok sayıda birim sözkonusu ise modellerde çoğu zaman serbestlik derecesi sorunu olmaktadır. Yani eğim ve kesmelerin zaman ve birimler boyunca değişmesi birçok kukla değişkenin modele katılmasını gerekli kılmaktadır. Oysaki bu durum serbestlik derecesi sorunun ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Bu nedenle  $\alpha_i$ 'nin rassal olduğu varsayılırsa, model rassal etkiler modeli formunda sunulabileceği için serbestlik derecesi sorunundan kaçınılmış olacaktır<sup>63</sup>.

Diğer bir ifadeyle rassal etkiler modelinde kesme terimleri ( $\alpha_i$ ) sabit kabul edilmek yerine rassal bir değişkenmiş gibi alınmaktadır<sup>64</sup>. Rassal etkiler modelinde birim ve/veya zaman etkileri hata terimi tarafından tanımlanırlar. Bu açıklamada ifade edilen, parametre heterojenliğinin sabit etkiler modellerinde olduğu gibi bağımlı

---

<sup>63</sup> Baltagi, 2005, p. 14.

<sup>64</sup> Maddala, G. S., *Econometrics*, McGraw-Hill International Company, New York, 1977, p. 326.

değişkenin beklenen değeri ile modele dahil edilmediği, tersine bağımlı değişkenin varyansı ile modele dahil edildiğidir<sup>65</sup>.

Aslında sabit etkiler modeli ile rassal etkiler modeli arasındaki temel farklılık, modeldeki kesme teriminin ( $\alpha_i$ ) sabit etkiler modelinde regresörlerin bir parçası, rassal etkiler modelinde ise hata teriminin bir parçası olarak alınmasıdır<sup>66</sup>. Rassal etkiler modellerinde birim etkisinin yatay kesitsel birimler boyunca rassal olarak dağıldığı varsayılmaktadır<sup>67</sup>. Diğer bir ifadeyle rassal etkiler modelleri genellikle yatay kesitsel birimlerin rassal bir anakütleden geldiği durumlarda kullanılır. Yani örnekleme seçilen yatay kesitsel birimler daha büyük bir anakütleden rassal olarak seçilmişse rassal etkiler modeli uygun olacaktır<sup>68</sup>. Örneğin Türkiye’de 81 il verisi kullanılarak yapılacak olan bir hanehalkı tüketim davranışı analizinde, uygun model yaklaşımı sabit etkiler modeli olacaktır. Çünkü Türkiye 81 il’den oluşmaktadır. Bunun yerine 81 il’den rassal olarak 30 veya 40 il’in alınması durumunda, rassal etkiler model yaklaşımı uygun olacaktır.

Rassal etkiler modelinde de sabit etkiler modelinde olduğu gibi tek yönlü ve iki yönlü etkili modeller kullanılmaktadır. Sadece birim veya zaman etkisini gösteren rassal etkiler regresyon modeli tek yönlü rassal etkili regresyon modeli olarak adlandırılırken, parametrelerdeki değişimlerin birim ve zaman boyutundaki değişimlerden kaynaklandığını gösteren model iki (çift) yönlü rassal etkiler regresyon modeli olarak adlandırılmaktadır. Örneğin birim boyutu için tek yönlü rassal etkiler regresyon modeli, regresyon modelindeki parametrelerin değişiminin kesitlerdeki (birimlerdeki) değişimlerden kaynaklandığını ifade etmektedir. Birim boyutlu tek yönlü rassal etkiler regresyon modelinde zaman etkisinin olmadığı varsayılmaktadır. Zaman boyutlu tek yönlü rassal etkiler regresyon modelinde ise parametrelerdeki değişimin zaman boyutundan kaynaklandığı ve birimlerin etkisinin olmadığı varsayılmaktadır.

---

<sup>65</sup> Mátyás, László, “Error Componets Models”, *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, (Edit.: László Mátyás ve Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht,1996, p. 51.

<sup>66</sup> Harris - Sollis, 2003, p. 192.

<sup>67</sup> Seddighi - Lawyer - Katos, 2000, p. 112.

<sup>68</sup> Judge et. al., 1982, p. 480.

Panel regresyon modelindeki parametrelerdeki deęişimlerin birim ve zaman boyutundaki deęişimlerden kaynaklandığını gösteren model ise iki (çift) yönlü rassal etkiler regresyon modeli olarak adlandırılmaktadır.

Tek yönlü rassal etkiler regresyon modeli hata bileşen modeli ve rassal katsayılı model yardımıyla analiz edilmektedir. Hata bileşen modelinde birim veya zaman boyutundaki deęişim sadece kesme (sabit) parametresini etkileyecek şekilde hata teriminin bir bileşeni olarak modele eklenirken, rassal katsayılı modelde birim veya zaman boyutundaki deęişim tüm parametreleri etkileyecek şekilde hata terimine eklenir<sup>69</sup>. İki yönlü rassal etkiler regresyon modelinde ise hata bileşen modeli birim ve zaman boyutundaki deęişim sadece kesme (sabit) parametresini etkileyecek şekilde hata teriminin bir bileşeni olarak modele eklenirken, rassal katsayılı modelde birim ve zaman boyutundaki deęişim eğim parametrelerini etkileyecek şekilde hata terimine eklenir.

Tek yönlü rassal etkiler modelini açıklamak için

$$y_{it} = \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.33)$$

modeli kullanılabilir. Burada  $\alpha_i$  'yi sabit etkili olarak almak yerine ortalaması  $\alpha$  olan bir rassal deęişken olarak almak mümkündür. Dolayısıyla her bir birimin bireysel kesmesi aşağıdaki gibi açıklanabilir:

$$\alpha_i = \alpha + u_i \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad (1.34)$$

Burada  $u_i$  sıfır ortalamalı ve  $\sigma_u^2$  varyanslı bir rassal hata terimidir. Denklem (1.34), denklem (1.33)'te yerine yazılırsa

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + u_i + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.35)$$

---

<sup>69</sup> Balestra, 1996a, p. 32.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \omega_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.36)$$

olacaktır<sup>70</sup>. Burada  $\omega_{it} = \upsilon_i + \varepsilon_{it}$  olduğu görülebilir. Rassal etkiler modelinde birim etkisini ortaya koymak için regresyon modeli ortalaması  $\alpha$  olan bir kesme ve hata terimi iki kısımdan oluşan ( $\omega_{it} = \upsilon_i + \varepsilon_{it}$ ) model kullanılır<sup>71</sup>. Dolayısıyla  $\omega_{it}$  birimlerin hataları (rassal birim etkisi) ( $\upsilon_i$ ) ile hem birimler hem de zamanın hata terimini (geriye kalan önemsiz etkiler) ( $\varepsilon_{it}$ ) bileşenlerinden oluşacaktır<sup>72</sup>. Rassal etkiler modeli yerine varyans bileşen modeli veya hata bileşen modeli gibi kavramlar kullanılabilir. Hata bileşen modeli kavramı, hataların iki veya daha fazla hata teriminin birleşiminden oluşmasından gelmektedir.

Hata bileşen modelinin varsayımları genel olarak şu şekilde verilebilir.

$$\upsilon_i \sim N(0, \sigma_\upsilon^2),$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

$$E(\upsilon_i, \varepsilon_{it}) = 0, \quad E(\upsilon_i, \upsilon_j) = 0 \quad (i \neq j)$$

$$E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0 \quad (i \neq j; t \neq s)$$

Yani bireysel hata bileşenleri birbirleriyle korelasyonlu değildir ve hem yatay kesit hem de zaman serisi birimleri ile serisel korelasyonlu değildir.

<sup>70</sup> Greene, 2003, p. 294.

<sup>71</sup> Seddighi - Lawyer - Katos, 2000, p. 112.

<sup>72</sup> Balestra, 1996a, p. 31.



Sabit etkiler modeli ile hata bileşen modeli arasındaki farka dikkat etmek gerekir. Sabit etkiler modelinde her yatay kesitsel birim kendi sabit kesmesine sahiptir. Hata bileşen modelinde ise kesme  $\alpha$  tüm yatay kesitsel birimlerin ortalama değerini sunar ve hata bileşeni  $U_i$  bireysel kesmelerin bu ortalama değerden (rassal) sapmasını gösterir<sup>73</sup>. Fakat  $U_i$ 'nin doğrudan gözlenmediğini unutmamak gerekir. Bu yüzden  $U_i$  gözlenemeyen ya da gizli değişken olarak bilinir. Sabit etkiler modeli ile rassal etkiler modeli arasındaki diğer önemli fark, rassal etkiler modeli kukla değişkenler kullanmadığı için sabit etkiler modeline göre daha büyük serbestlik derecesine sahiptir<sup>74</sup>.

Yukarıda yapılan varsayımlardan hareketle  $E(\omega_{it})=0$  ve  $Var(\omega_{it})=\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2$  olacaktır. Eğer  $\sigma_v^2=0$  olursa o zaman sabit etkiler modeli ile aynı olacaktır. Ayrıca burada hata teriminin varyansı homoskedastik olacaktır. Fakat  $\omega_{it}$  ile  $\omega_{is}$ 'nin ( $i \neq s$ ) korelasyonlu olduğu gösterilebilir. Yani zamanın iki farklı noktasında verilen yatay kesit birimlerinin hata terimleri korelasyonludur. Korelasyon katsayısı  $Cor(\omega_{it}, \omega_{is}) = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2}$  olacaktır. Buradaki korelasyon katsayısında iki husus önemlidir. Birincisi, verilen yatay kesit birimleri için iki farklı zamandaki hata terimleri arasındaki korelasyon katsayısı iki zaman dönemi ne kadar uzak olursa olsun aynıdır. İkincisi, korelasyon yapısı tüm yatay kesit birimlerinde aynıdır, yani tüm birimlerde özdeşdir.

Bu korelasyon yapısı dikkate alınmadan rassal etkiler regresyon modeli OLS ile tahmin edilirse tahminciler etkin olmayacaktır. Diğer bir ifadeyle doğru model rassal etkiler modeli ise OLS tahmincileri tutarlı fakat etkin değildir<sup>75</sup>. Ayrıca OLS parametrelerinin standart hataları da sapmalı olacaktır<sup>76</sup>. Dolayısıyla rassal etkiler modelleri için genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yöntemi etkin tahminciler

<sup>73</sup> Pindyck - Rubinfeld, 1981, p. 257.

<sup>74</sup> Halcoussis, 2005, p. 201.

<sup>75</sup> Johnston - DiNardo, 1997, p. 393.

<sup>76</sup> Johnston - DiNardo, 1997, p. 391.

vermektedir<sup>77</sup>. O halde sabit etkiler modelleri için en iyi doğrusal sapmasız tahminci (BLUE), OLS iken, rassal etkiler modellerinde GLS'dir<sup>78</sup>.

Varyans bileşen modeli için GLS tahmincileri aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\hat{\beta}_{GLS} = (W_{xx} + \theta B_{xx})^{-1} (W_{xy} + \theta B_{xy}) \quad (1.37)$$

Burada  $\theta = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + T\sigma_{\alpha}^2}$  iken,  $W$  grup içini  $B$  ise gruplar arasını gösteren matrislerdir.

Buna göre  $B_{xx} = T_{xx} - W_{xx}$ ,  $B_{xy} = T_{xy} - W_{xy}$  ve  $B_{yy} = T_{yy} - W_{yy}$  olarak hesaplanmaktadır. Buradaki  $W_{xx}$ ,  $W_{xy}$  ve  $W_{yy}$  grup içi kareler toplamını gösterirken,  $T_{xx}$ ,  $T_{xy}$  ve  $T_{yy}$  bütün kareler toplamlarını gösteren vektörlerdir<sup>79</sup>. Eğer  $\theta = 1$  olursa GLS tahmincileri OLS ile özdeş olacaktır<sup>80</sup>. Bu durum ancak  $\sigma_{\alpha}^2 = 0$  olmasıyla mümkündür. Nitekim  $\theta = 0$  olursa bu durumda da sabit etkiler modeli kullanılmalıdır.

Pratikte rassal etkiler modeli tahmin edilirken birçok yöntem vardır. Bu yöntemlerden biri Nerlove (1971) iki adımlı yaklaşımıdır. Bunun temel nedeni hata bileşen modelin varyanslarının genellikle bilinmemesidir<sup>81</sup>. Birinci adımda regresyon denkleminde elde edilen OLS kalıntıları kullanılarak birimlerin varyansları tahmin edilir. Daha sonra ikinci adımda tahmin edilen varyanslar kullanılarak olası genelleştirilmiş en küçük kareler tahminleri hesaplanır<sup>82</sup>. Burada tahmin edilen birimlerin varyansları sıfır ise rassal etkiler tahmincileri pooled OLS tahmincileri ile özdeş olurlar<sup>83</sup>.

Sabit etkiler modelinde  $\alpha_i$  sabitmiş gibi görülerek eğim katsayılarının eşitliği testi uygulanabilir. Fakat varyans bileşen modelinde bu yaklaşım nadiren uygulanmaktadır. Eğimlerin eşitliği varsayımı GLS kullanıldığında varyans bileşen

<sup>77</sup> Seddighi - Lawyer - Katos, 2000, p. 112.

<sup>78</sup> Judge, et. al., 1982, p. 489.

<sup>79</sup> Maddala, 1977, p. 327-329.

<sup>80</sup> Greene, 2003, p. 296.

<sup>81</sup> Pindyck - Rubinfeld, 1981, p. 257.

<sup>82</sup> Seddighi - Lawyer - Katos, 2000, p. 112.

<sup>83</sup> Johnston - DiNardo, 1997, p. 395.

modelinde de kullanılmaktadır. GLS yönteminde  $\theta$  parametresi tahmin edildiğinden bu yaklaşım örneklem hacminin yeterinde büyük olması durumunda geçerli olacaktır.

Tek açıklayıcı değişkenli modelde

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (1.38)$$

eğim katsayılarının ( $\beta_i$ ) eşitliği testi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$R_1^2 = W_{yy} + \theta B_{yy} - \frac{(W_{xy} + \theta B_{xy})^2}{(W_{xx} + \theta B_{xx})} \quad (1.39)$$

$$R_0^2 = \sum_i \left[ W_{yy,i} + \theta T \bar{y}_i^2 - \frac{(W_{xy,i} + \theta T \bar{x}_i \bar{y}_i)^2}{(W_{xx,i} + \theta T \bar{x}_i^2)} \right] \quad (1.40)$$

Burada  $R_1^2$ ,  $NT-1$  serbestlik dereceli kısıtlı kalıntı kareler toplamı;  $R_0^2$  ise  $NT-N$  serbestlik dereceli kısıtsız kalıntı kareler toplamıdır. Buradan

$$F = \frac{(R_1^2 - R_0^2)/(N-1)}{R_0^2/(NT-N)} \quad (1.41)$$

olarak hesaplanan F-istatistiği bulunur. Buradaki F-istatistiği  $NT-1$ ,  $NT-N$  serbestlik derecesiyle F-tablo değeriyle karşılaştırılır.

Varyans bileşen modelinde sadece  $\alpha_i$  rassalmış gibi alınmaktadır. Modelin farklı bir sınıfında eğim parametreleri de ( $\beta_i$ ) rassal değişkenmiş gibi alınabilir<sup>84</sup>. Fakat bu durum çok kullanışlı olmamakla beraber iki model arasında kavramsal olarak çok fark yoktur.

---

<sup>84</sup> Maddala, 1977, p. 330.

İki yönlü rassal etkiler modelini açıklamak için yukarıda tanımlanan panel veri modeli kullanılmaktadır.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \omega_{it} \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (1.42)$$

ve

$$\omega_{it} = \upsilon_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1.43)$$

Burada  $\omega_{it}$ ,  $\upsilon_i$  gözlenemeyen birim etkisi ve  $\lambda_t$  gözlenemeyen zaman etkisini içermektedir.

## VIII. SABİT ETKİLER MODELİ İLE RASSAL ETKİLER MODELİNİN KARŞILAŞTIRILMASI

Analizlerde panel veriler kullanıldığında eğim katsayıları sabitken, kesmenin birim boyunca değişmesi ve yine eğim katsayıları sabitken kesmenin birim ve zaman boyunca değişmesi durumları oldukça sık kullanılmaktadır. Çünkü bu durumlar basitçe tüm zaman boyunca tüm birimlerin genel davranışlarını dikkate almaktadır. Ancak yine de ampirik araştırmalarda araştırmacıların yüz yüze kaldıkları sorulardan biri, sabit etkiler modeli ya da rassal etkiler (varyans bileşen, hata bileşen) modelinden hangisinin daha iyi olduğudur. Diğer bir ifadeyle birim etkisini gösteren  $\alpha_i$ 'nin sabit mi ya da rassal olarak mı alınması gerektiği sorusu cevaplanması zor bir sorudur<sup>85</sup>. Bu sorunun cevabı (yatay kesit) birim etkisi  $\alpha_i$  ve  $x_{it}$  regresörleri arasındaki korelasyon hakkındaki yapılan varsayımlarla verilebilir.

---

<sup>85</sup> Verbeek, 2004, p. 351.

Eğer  $\alpha_i$  ve  $X_{it}$  regresörlerinin korelasyonsuz olduğu varsayılıyorsa rassal etkiler (bileşen) modeli uygundur. Ancak  $\alpha_i$  ve  $X_{it}$  regresörleri korelasyonluysa sabit etkiler modeli uygun olacaktır<sup>86</sup>. Ayrıca rassal etkiler modeli geçerli olduğunda, yine de sabit etkiler tahmincileri teşhis edilebilir parametrelerin tutarlı tahminlerini üretebilir. Bu nedenden ötürü genellikle rassal etkiler modelinden ziyade sabit etkiler modeli tercih edilmektedir<sup>87</sup>.

Bu yaklaşımın yanında sabit etkiler modeli ile rassal etkiler modeli arasında ayırım yapmak için gözlemlerle alakalı aşağıdaki hususların göz önünde bulundurulması oldukça önemlidir.

1. N sabit iken  $T \rightarrow \infty$  ise OLS ve GLS tahmincileri özdeş olacaktır. Bu durumda doğru model rassal etkiler modeli olsa bile OLS tahmincileri tutarlı ve asimptotik etkin olacaktır<sup>88</sup>. Dolayısıyla T (zaman serisi verisinin sayısı) büyük ve N (yatay kesit biriminin sayısı) küçük ise, sabit etkiler modeli ve rassal etkiler modellerinden elde edilen tahminler arasında küçük farklılıklar olacaktır. Bu yüzden hesaplama kolaylığından ötürü sabit etkiler modeli tercih edilebilir.
2. Eğer N büyük ve T küçükse, iki yöntemden elde edilen tahminler anlamlı bir biçimde farklı olacaktır. Bu durumda rassal etkiler modelleri için OLS tahmincileri tutarlı fakat artık asimptotik etkin olmayacaktır<sup>89</sup>. Diğer bir ifadeyle eğer N büyük ve T küçükse, sabit etkiler modeli için tahmin edilen parametre sayısı fazla olacaktır. Bu nedenle modeldeki tüm parametrelerin tahmin sonuçları güvenilir olmayacaktır<sup>90</sup>. Burada rassal etkiler modelinin kullanılması uygundur.
3. Rassal etkiler modelinde  $\alpha_i = \alpha + u_i$ 'dir. Burada  $u_i$  yatay kesitsel rassal bileşendir, oysaki sabit etkiler modelinde  $\alpha_i$  sabit ya da rassal olarak

---

<sup>86</sup> Johnston - DiNardo, 1997, p. 391.

<sup>87</sup> Johnston - DiNardo, 1997, p. 403.

<sup>88</sup> Judge et. al., 1982, p. 489.

<sup>89</sup> Judge et. al., 1982, p. 489.

<sup>90</sup> Balestra, 1996a, p. 31.

alınmaktadır. Eğer  $\alpha_i$  sabit ise, istatistiksel çıkarsama örnekleme gözlenen bireysel etkiler (ya da yatay kesitsel birimler) için koşullu olacaktır. Eğer örnekleme birimlerin daha büyük bir anakütlenin rassal parçası olmadığına güçlü bir şekilde inanılıyorsa ya da özellikle örnekleme bazı birimler ile ilgileniliyorsa, koşullu çıkarsama uygundur. Yani sabit etkiler modeli kullanılmalıdır<sup>91</sup>. Fakat örnekleme yatay kesit birimlerinin daha büyük bir anakütlenin rassal bir parçası olduğu ve anakütle hakkında çıkarsama yapmak ile ilgileniyorsa, bu durumda istatistiksel çıkarsama istatistiksel çıkarsama koşulsuz olacaktır. Dolayısıyla hata bileşen modeli (rassal etkiler modeli) uygun olacaktır<sup>92</sup>.

4. Eğer alınan örneklem coğrafik bölgeler ve endüstriyel sektörler gibi sınırlı ve belirli ise sabit etkiler modelinin kullanılması daha doğru olacaktır. Diğer taraftan örneklem sınırlı değilse, yani birimler büyük bir anakütleden oluşturulmuş ise rassal etkiler modeli daha uygun olacaktır<sup>93</sup>.
5. Sabit etkiler modeli ile rassal etkiler modeli arasında ayırım yapmanın diğer bir yolu ise,  $\alpha_i$  ile  $x_{it}$  korelasyonlu olup olmamalarına göre yapılabilir. Eğer  $\alpha_i$  ile  $x_{it}$  regresörlerinden bir ya da birkaçı korelasyonlu ise koşullu çıkarsama uygun olduğundan rassal bileşen modelinin tahminçileri sapmalı olurlar. Oysaki sabit etkiler modelinden bulunan tahminçiler sapmasız olacağı için, sabit etkiler modeli kullanılmalıdır.
6. Eğer N büyük ve T küçük ise ve hata bileşen modeli varsayımları geçerliyse rassal etkiler modelinin tahminçileri (GLS tahminçileri) sabit etkiler modelinin tahminçilerine (OLS tahminçilerine) göre daha etkindir<sup>94</sup>. Dolayısıyla burada OLS tahminçilerinin GLS tahminçilerine göre etkin olması için N'in ne kadar büyük olması gerektiği belirlenmelidir. Taylor (1980) çalışmasında

---

<sup>91</sup> Harris - Sollis, 2003, p. 192.

<sup>92</sup> Judge et. al., 1982, p. 489.

<sup>93</sup> Balestra, 1996a, p. 31.

<sup>94</sup> William E. Taylor, "Small Sample Consideration in Estimation from Panel Data", *Journal of Econometrics*, 13, 1980, pp. 203-223.

$T \geq 3, N - K \geq 9$ ;  $T \geq 2, N - K \geq 10$  olması durumunda GLS tahmincilerinin daha iyi olacağını ortaya koymuştur<sup>95</sup>.

7. Serbestlik derecesi korunurken, rassal etkiler modelinin, sabit etkiler modeline göre eğim katsayılarının tahmincileri daha etkin olacaktır. Bunun yanında rassal etkiler modelin tahmin sürecinde kullanılan dönüştürme, cinsiyet, ırk ve dinsel inanışlar gibi zaman değişmez olan bağımsız değişkenlerin parametrelere tahminlerini tamamen gözardı etmez. Bu durumda rassal etkiler modeli, sabit etkiler modeline göre daha iyidir. Ancak bu daima rassal etkiler modelinin kullanılması gerektiği anlamına gelmemektedir<sup>96</sup>. Rassal etkiler modeli, sadece özel durumlarda uygulanabilen önemli gerek şartlara sahiptir.

Hata bileşen modelinin varsayımları geçerliyken, GLS ve OLS tahmincileri tutarlıdır. Fakat  $\alpha_i$  ile  $X_{it}$  korelasyonlu ise sadece OLS tahmincileri tutarlıdır. Sabit etkiler modeli ile rassal etkiler modeli arasında seçim yapmak için Hausman (1978)<sup>97</sup> testi kullanılabilir. Hausman testi temelde GLS tahminciler ile OLS tahmincileri arasında anlamlı fark olup olmadığını test etmektedir. Eğer sıfır hipotezi red edilirse sabit etkiler modelinin kullanılması daha uygun olacaktır. Ancak tersi durumda sıfır hipotezi red edilemezse rassal etkiler modelinin uygun olduğu sonucuna ulaşılır.

## IX. HAUSMAN SPESİFİKASYON TESTİ

Geleneksel ekonometrik araştırmalarda olduğu gibi panel veri analizlerinde de spesifikasyon testlerinin uygulanması oldukça önemlidir. Çünkü son dönemlerde yapılan çalışmalarda sadece yatay kesit verilerini kullanmak yerine birimlerin zaman boyunca değişimini ele alan panel veriler tercih edilmektedir. Zaman serisi ve yatay kesit verilerinin birleşimi olan panel verileri kullanmanın önemli bir yararı, ekonomik ilişkileri modellemede bağımsız değişkenler ile korelasyonlu olması muhtemel bireysel

---

<sup>95</sup> Judge et. al., 1982, p. 490.

<sup>96</sup> Kennedy, 2007, p. 305.

<sup>97</sup> Hausman, Jerry A., "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1978, pp. 1251-1271.

özel (gözlenemeyen) etkilerin kontrol edebilmesidir. Sadece yatay kesit verileri analiz edilirken bu türdeki bireysel etkilerin ne belirlenmesi ne de kontrol edilmesi mümkündür.

Geleneksel ekonometrik analizlerde hata terimi ile açıklayıcı değişkenlerin bağımsız olduğu varsayımı, tahmincilerin tutarlı olmasını sağlamaktadır. Dolayısıyla panel veri regresyon modelinde de hata terimi ile bağımsız değişken(ler)in korelasyonsuz ( $E(u_{it}|x_{it})=0$  veya büyük örneklerde  $\text{plim} \frac{1}{T} X'u = 0$ ) olması ortogonalite koşulu için gereklidir<sup>98</sup>.

Spesifikasyon hatasının olmadığı sıfır hipotezi altında, tutarlı, asimptotik normal ve asimptotik etkin tahminci olacaktır. Spesifikasyon hatasının olduğu alternatif hipotez altında ise bu tahminci sapmalı ve tutarsız olacaktır. Dolayısıyla spesifikasyon hatası testini gerçekleştirmek için, spesifikasyon hatasından etkilenmeyecek başka bir tahminci bulmak gerekmektedir. Fakat bu yeni tahminci sıfır hipotezi altında asimptotik etkin olmamalıdır. Bu iki tahminci arasındaki fark düşünüldüğünde ( $\hat{q} = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0$ ),  $\hat{\beta}_0$  sıfır hipotezi altında etkin tahminci iken,  $\hat{\beta}_1$  alternatif hipotez altında tutarlı tahminci olacaktır. Eğer spesifikasyon hatası yoksa  $\text{plim} \hat{q} = 0$  olurken, spesifikasyon hatası varsa  $\text{plim} \hat{q} \neq 0$  olur. Eğer testin gücü yüksek ise  $\hat{q}$ 'nin mutlak değeri, kendi asimptotik standart hatasına göre büyük olacaktır<sup>99</sup>.

$\hat{q}$ 'ya bağlı olarak oluşturulacak spesifikasyon testi  $\hat{q}$ 'nin değerinin yanında  $\sqrt{T}\hat{q}$ 'nin asimptotik dağılım varyansına gereksinim duymaktadır. Dolayısıyla  $V(\hat{q})$ 'yi bulmak gerekmektedir. Spesifikasyon hatasının olmadığı sıfır hipotezi altında  $\hat{\beta}_0$  ve  $\hat{\beta}_1$  aynı veri yapısını kullandığına göre  $\sqrt{T}\hat{q}$ 'nin asimptotik varyansını  $V(\hat{q}) = V(\hat{\beta}_1) - V(\hat{\beta}_0) = V_1 - V_0$  şeklinde hesaplamak mümkündür. Dolayısıyla  $\sqrt{T}\hat{q} = \sqrt{T}(\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0)$  olacağından spesifikasyon hata testini gerçekleştirmek oldukça

<sup>98</sup> Hausman, 1978, pp. 1251-1271.

<sup>99</sup> Hausman, 1978, pp. 1251-1271.



basittir.  $\hat{\beta}_0$  olarak tanımlanan etkin tahminci sıfır hipotezi altında diğer tutarlı ve asimptotik normal tahminci  $\hat{\beta}_1$ 'a göre,  $\hat{Q}$  ile asimptotik kovaryansı sıfır (korelasyonsuz) olmalıdır. Eğer bu durum geçerli değilse,  $\hat{\beta}_0$  ve  $\hat{Q}$ 'nın doğrusal kombinasyonu  $\hat{\beta}_*$  biçiminde tanımlanan tutarlı bir tahminci üretecektir. Bu tahminci asimptotik etkin olduğu varsayılan  $\hat{\beta}_0$ 'dan asimptotik olarak daha küçük varyansa sahip olacaktır.

Hausman spesifikasyon testini açıklamak için en basit panel veri regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,3,\dots,N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots,T \quad (1.44)$$

Burada  $\alpha_i$  ve  $\beta'_i = (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Ki})$  sırasıyla  $1 \times 1$  ve  $1 \times K$  boyutlu katsayı vektörleri,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $j = 1,2,3,\dots, K$  için  $x'_{it} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken vektörü ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1,2,3,\dots,N$  ve  $t = 1,2,3,\dots,T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılmaktadır. Kesmelerin birim etkisini  $\alpha_i$  parametresi göstermektedir ve sabit etkiler modeli  $\alpha_i$ 'yi sabit olarak alır, ancak farklı birimler boyunca gerçekten sabit olup olmadığı bilinmemektedir.

Panel verileri modellemenin alternatif bir diğer yolu rassal etkiler veya varyans bileşen modelini kullanmaktır. Rassal etkiler modelinde  $\alpha_i$  sabit etki olarak alınmak yerine, hem  $\varepsilon_i$  hem de  $x_{it}$ 'ler ile korelasyonsuz bir IID dağılımından  $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$  geldiği varsayılmaktadır. Model spesifikasyonu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = X_{it}\beta + \eta_{it} \quad (1.45)$$

ve

$$\eta_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1.46)$$

$E[\eta] = 0$  ve kovaryans matrisi blok diagonal olduğu için,

$$\Omega = \text{Var}(\eta) = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 J_T + \sigma_\varepsilon^2 J_T & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & \sigma_\mu^2 J_T + \sigma_\varepsilon^2 J_T & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & \dots & \sigma_\mu^2 J_T + \sigma_\varepsilon^2 J_T \end{bmatrix} \quad (1.47)$$

burada uygun tahminci genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS)'dir  $\hat{\beta}_{\text{GLS}} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}y$ . GLS tahmincisi, maksimum olabilirlik yöntemiyle tahmin edildiğinde asimptotik olarak etkindir.

Spesifikasyon yapısının seçimi biri formel olmayan mantıksal, diğeri istatistiksel olmak üzere iki şekilde ele alınabilir. Mantıksal düşüncede  $\alpha_i$ 'nin IID dağılımından alınan bir rassal değişken olarak alınıp alınamayacağı belirlenmeye çalışılır. Eğer  $\alpha_i$  ile  $x_{it}$  korelasyonsuz ise rassal etkiler tahminci tutarlı ve etkindir. Sabit etkiler tahminci ise tutarlı fakat etkin değildir<sup>100</sup>. Ancak  $\alpha_i$  ile  $x_{it}$  korelasyonlu ise sabit etkiler tahminci tutarlı ve etkindir, fakat rassal etkiler tahminci tutarsız olacaktır<sup>101</sup>. İstatistiksel düşünce, eğitim katsayılarının tahmin edilmesinde, iki tahmincinin sapma ve etkinliğini karşılaştırır.

Sabit etkiler tahminci  $\hat{\beta}_{\text{FE}}$  sapmasız ve tutarlı fakat etkin değilken, rassal etkiler spesifikasyon altında  $\hat{\beta}_{\text{GLS}}$  asimptotik olarak etkin tahmincidir. Ancak spesifikasyonda önemli konu  $\alpha_i$ 'nin koşullu ortalaması  $x_{it}$ 'lerle bağımsız  $E(\alpha_i | x_{it}) = 0$ , olup olmamasıdır. Eğer bu varyasyon geçerli değilse, sabit etkiler tahminci bu ortogonalite koşulundan etkilenmezken, rassal etkiler tahminci sapmalı ve tutarsız olur.

<sup>100</sup> Johnston - DiNardo, 1997, pp. 403-404.

<sup>101</sup> Wooldridge, 2002, p. 288.

O halde  $\hat{q} = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0$  biçiminde tanımlanan iki tahminci arasındaki fark  $\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{GLS}$  olarak tanımlanabilir. Eğer spesifikasyon hatası yoksa  $\hat{q}$  sifıra yaklaşacaktır. Burada yine  $V(\hat{q}) = V(\hat{\beta}_{FE}) - V(\hat{\beta}_{GLS})$  ispatı kullanılarak  $m = \hat{q}' \hat{M}(\hat{q})^{-1} \hat{q}$ 'den spesifikasyon testi yapılabilir. Burada  $\hat{M}(\hat{q}) = (X'Q_e X)^{-1} - (X'\hat{\Omega}^{-1}X)^{-1}$ ,  $Q_e = I \otimes (I - P_e)$  ve  $P_e = e(e'e)^{-1}e' = (1/T)ee' = (1/T)J_T$ . Eğer rassal etkiler spesifikasyonu doğru ise iki tahmin yaklaşık olarak aynı olacaktır. Eğer  $\hat{\beta}_{GLS} = \hat{\beta}_{RE}$  olarak alınırsa, Hausman testi farklı bir gösterimle aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' \left( \sum_{FE} - \sum_{RE} \right)^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \quad (1.48)$$

Hausman test istatistiği rassal etkiler modelinin doğru olduğunu gösteren sıfır hipotezi altında asimptotik olarak k-serbestlik derecesiyle ki-kare ( $\chi^2$ ) dağılımına sahiptir<sup>102</sup>. Eğer hesaplanan ki-kare değeri kritik ki-kare ( $\chi_m^2$ ) değerinden büyükse, sıfır hipotezi red edilir. Yani, sabit etkiler modelin geçerli olduğu sonucuna ulaşılır. Aksi durumda, hesaplanan ki-kare değeri kritik ki-kare ( $\chi_m^2$ ) değerinden küçükse, sıfır hipotezi red edilemez. Yani, rassal etkiler modelin geçerli olduğu belirlenmiş olur. Burada m, spesifikasyon hatasının olmadığını gösteren sıfır hipotezi altında tahmin edilen eğim parametrelerinin sayısıdır.

## X. YATAY KESİT BAĞIMLILIĞI

Panel veri regresyon modelleri (FE ve RE) birimler arasında yatay kesitsel bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır. Ancak panel veri literatüründe yapılan çalışmalar yatay

<sup>102</sup> Johnston - DiNardo, 1997, p. 404.

kesitsel birimler arasında bir bağımlılığın olduğunu ortaya koymuştur. Yatay kesitsel bağımlılık varsayımının sağlanmaması standart FE ve RE tahminlerinin tutarlı ancak etkin olmamalarına ve tahmin edilen standart hataların sapmalı olmasına neden olmaktadır<sup>103</sup>. Dolayısıyla yatay kesitsel bağımlılık durumunda farklı bir tahmine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu nedenle öncelikle yatay kesitsel bağımlılığın olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir.

Yukarıda da kısaca açıklandığı üzere yatay kesitsel bağımlılığın test edilmesi panel veri modellerinde oldukça önemlidir. Bu amaçla iki temel yaklaşım kullanılmaktadır. Eğer panelin zaman boyutu (T) yatay kesit boyutu (N)'den büyükse Breusch-Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testi kullanılabilir. Ancak T<N ise Breusch-Pagan LM testi kullanılamaz dolayısıyla Pesaran (2004), Frees (1995) ve Friedman (1937) testi kullanılabilir.

İlk olarak denklem (1.49)'da verilen panel veri modeli ile başlanmaktadır:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array} \quad (1.49)$$

Burada  $i$ , birimleri göstermektedir.  $\alpha$  ve  $\beta$  ise sırasıyla kesme ve eğim parametreleridir.  $X_{it}$  modelde kullanılan bağımsız değişken(ler)dir. Sıfır hipotezi altında  $\varepsilon_{it}$ 'nin birimler ve zaman boyunca bağımsız ve özdeş dağıldığı (i.i.d.) varsayılmaktadır. Alternatif hipotez altında ise  $\varepsilon_{it}$ 'nin yatay kesitsel birimler boyunca korelasyonlu olduğu ancak hala otokorelasyonsuz olduğu düşünülmektedir. O halde hipotezler aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cor}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \quad i \neq j \text{ için}$$

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \quad \text{bazı } i \neq j \text{ için}$$

<sup>103</sup> Hoyos, Rafael E. D. - Sarafidis, V., "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models", *The Stata Journal*, 6, 4, 2006, pp. 482-496.

Burada  $\rho_{ij}$  hata terimine ilişkin korelasyon katsayısını göstermektedir ve aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}}{\left( \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^T \varepsilon_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (1.50)$$

Breusch-Pagan (1980) tarafından  $T > N$  için geliştirilen LM testi

$$CD\_LM_1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (1.51)$$

şeklinde hesaplanmaktadır ve asimptotik olarak  $N(N-1)/2$  serbestlik derecesinde ki-kare dağılımı göstermektedir.

Pesaran (2004)'ün yatay kesitsel bağımlılık testi ise iki şekilde ele alınmaktadır. Bunlardan ilki  $N$  ve  $T$ 'nin büyük olduğu durumda kullanılabilen yatay kesit bağımlılığı testidir. Bu test istatistiği

$$CD\_LM_2 = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T \hat{\rho}_{ij} - 1 \right) \quad (1.52)$$

biçiminde hesaplanır ve yaklaşık olarak  $N(0,1)$  dağılım sergilemektedir<sup>104</sup>. Pesaran (2004)'ün ikinci test istatistiği  $N > T$  için kullandığı test istatistiğidir. Bu test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

<sup>104</sup> Güloğlu, Bülent - İvrendi, Mehmet, "Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin Amerika", *Applied Economics Letters*, 2008, pp. 1-6.

$$CD_{-LM} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (1.53)$$

Pesaran (2004) testi aynı zamanda dengesiz (eksik verisi olan) panellerde kullanılabilir.

Friedman (1937) çalışmasında, Spearman'ın sıra korelasyonuna dayanan bir parametrik olmayan test önermiştir. Öncelikle sıra değerlerinden Spearman'ın sıra korelasyonu hesaplanır. Yani sıralar,  $\{u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT}\}$  olarak tanımlanan kalıntıların  $\{r_{i1}, r_{i2}, \dots, r_{iT}\}$ 'leri denir. Daha sonra Spearman'ın sıra korelasyonu aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$r_{ij} = r_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{i,t} - (T+1)/2)(r_{j,t} - (T+1)/2)}{\sum_{t=1}^T (r_{i,t} - (T+1)/2)^2} \quad (1.54)$$

Buradan Friedman, Spearman'ın sıra korelasyonlarının ortalama değerini bulmaktadır:

$$R_{ORT} = \frac{2}{N(N-1)} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij} \right) \quad (1.55)$$

Burada Friedman, test istatistiğinin (T-1) serbestlik derecesinde bir ki-kare dağılımı sergilediğini göstermiştir. Hesaplanan  $R_{ORT}$  değerinin büyük olması yatay kesitsel bağımlılığın varlığını göstermektedir.

Frees (1995, 2004), ortaya koyduğu testte Friedman testinde hesaplanan sıra korelasyonlarının karesini ele almaktadır.

$$R_{ORT} = \frac{2}{N(N-1)} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij}^2 \right) \quad (1.56)$$

Frees bu test istatistiğinin (T-1) ve T(T-3)/2 serbestlik derecelerinde özel bir ki-kare dağılımı sergilediğini ortaya koymaktadır. Bu özel ki-kare dağılımına Q-dağılımı (Quantile) denmektedir.

## XI. OTOKORELASYON

Serisel korelasyonun varlığı doğrusal panel veri modellerinde standart hataların sapmalı olmasına ve dolayısıyla parametrelerde etkinlik kaybına neden olduğundan, panel veri modellerinde serisel korelasyon olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir<sup>105</sup>.

Burada Baltagi (2005)'te yer alan LM ve LM5 testleri üzerinde durulacaktır. Bu amaçla panel veri regresyon modelinin aşağıdaki gibi olduğun varsayalım:

$$y_{it} = Z'_{it}\delta + u_{it} \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots T \quad (1.57)$$

Burada  $\delta$ , (K+1)x1 sabit terimde içeren boyutlu regresyon katsayıları vektörüdür. Kalıntı, bozukluk terimi tek yönlü hata bileşen modeli olarak

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (1.58)$$

tanımlanmaktadır. Burada  $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$  ve geriye kalan hatalar  $|\rho| < 1$  ile durağan AR(1) süreci  $v_{it} = \rho v_{it-1} + \varepsilon_{it}$  veya  $|\lambda| < 1$  ile MA(1) süreci  $v_{it} = \varepsilon_{it} + \lambda \varepsilon_{it-1}$  ve  $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dir.

Modelde  $\mu_i$ 'lerin sabit etkiler parametresi olduğu varsayımı altında sıfır hipotezi  $H_0 : \rho = 0$  olacaktır. Model daha açık olarak şu şekilde yazılabilir.

$$y_i = Z_i\delta + \mu_i \mathbf{1}_T + v_i \quad (1.59)$$

<sup>105</sup> Drukker, David M., "Testing for Serial Correlation in Linear Panel Data Models", *The Stata Journal*, 3, 2, 2003, pp. 168-177.

Burada  $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$ ,  $Z_i$   $(K+1) \times T$  boyutlu regresyon katsayıları vektörü,  $V_i$   $T \times 1$  ve  $V_i \sim (0, \Omega_p)$ 'dir. Burada AR(1) kalıntı bozukluk terimi için  $\Omega_p = \sigma_\varepsilon^2 V_p$ 'dur. Olabilirlik fonksiyonu

$$L(\delta, \rho, \mu, \sigma_\varepsilon^2) = \text{sabit} - \frac{1}{2} \log |\Omega| - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} \sum_{i=1}^N \left[ (y_i - Z_i \delta - \mu_i \iota_T)' V_p^{-1} (y_i - Z_i \delta - \mu_i \iota_T) \right] \quad (1.60)$$

dur. Burada  $V' = (V'_1, V'_2, \dots, V'_N)$ 'nin varyans kovaryans matrisi  $\Omega = I_N \otimes \Omega_p$ 'dir. Olabilirlik fonksiyonu vektör formunda

$$L(\delta, \mu, \Theta) = \text{sabit} - \frac{1}{2} \log |\Omega| - \frac{1}{2} v' \Omega^{-1} v \quad (1.61)$$

yazılabilir. Burada  $\Theta' = (\rho, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dur. Buradan  $H_0 : \rho = 0$  hipotezini test etmek için

$$LM = \left[ NT^2 / (T-1) \right] (\hat{v}' \hat{v}'_{-1} / \hat{v}' \hat{v})^2 \quad (1.62)$$

test istatistiği hesaplanır. Burada LM istatistiğinin asimptotik dağılımı ki-karedir. LM istatistiği farklı bir şekilde asimptotik olarak  $N(0,1)$  standart normal dağılıma sahip bir test istatistiği olarak da gösterilebilir.

$$LM_5 = \sqrt{NT^2 / (T-1)} (\hat{v}' \hat{v}'_{-1} / \hat{v}' \hat{v})^2 \quad (1.63)$$

## XII. DEĞİŞEN VARYANS

FE panel regresyon modeli tahmin edilirken kullanılan önemli varsayımlardan birisi yatay kesitsel birimler arasında değişen varyans probleminin olmamasıdır. Bazı



durumlarda hata süreci yatay kesit için homoskedastik olabilir, ancak birimler boyunca değişen varyans problemi meydana gelebilir<sup>106</sup>. FE modelinde gruplar arası değişen varyans probleminin olup olmadığını test etmenin bir yolu modifiye edilmiş Wald testinin kullanılmasıdır<sup>107</sup>. Bu amaçla kurulacak sıfır hipotezi  $i=1,2,3,\dots,N_g$  'e kadar olmak üzere

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \quad (1.64)$$

şeklindedir. Burada  $N_g$  yatay kesitsel birim sayısı,  $\hat{\sigma}_i^2$  i'inci yatay kesitsel birimin hata varyansı tahmincisidir ve  $\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2$  biçiminde hesaplanmaktadır. Daha sonra bu varyans yardımıyla

$$V_i = T_i^{-1} (T_i - 1) \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad (1.65)$$

$\hat{\sigma}_i^2$  'nin tahmin edilen varyansı hesaplanır. Nihai olarak Wald istatistiği

$$W = \sum_{i=1}^{N_g} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \quad (1.66)$$

biçiminde hesaplanmaktadır. Wald istatistiği  $N_g$  serbestlik derecesinde ki-kare dağılımına sahiptir.

<sup>106</sup> Baum, Christopher F., "Residual Diagnostics for Cross Section Time Series Regression Models", *The Stata Journal*, 1, 1, 2001, pp. 101-104.

<sup>107</sup> Greene, William H., *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, Prentice-Hall, New Jersey, 2000, p. 598.

### XIII. TUTARLI STANDART HATALARIN ELDE EDİLMESİ: PCSE

Yukarıda da üzerinde durulduğu üzere yatay kesitsel bağımlılık, serisel korelasyon ve değişen varyans problemlerinin olup olmadığı testler yardımıyla ortaya konulduktan sonra bu problemlerin modelden arındırılması gerekmektedir. Bu amaçla Beck ve Katz (1995), bu problemlere karşı panele göre standart hataları düzeltebilen (Panel-Corrected Standard Errors) PCSE yaklaşımını geliştirmişlerdir. Diğer bir ifadeyle PCSE modeli ile yatay kesitsel bağımlılık, serisel korelasyon ve değişen varyans problemlerinin biri veya birkaçının olması durumunda standart hatalar düzeltilebilmektedir.

Beck ve Katz (1995) çalışmalarında, Park (1967) tarafından ortaya konulan genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yaklaşımını revize etmişlerdir. Beck ve Katz (1995) çalışmalarında kesitsel bağımlılık, serisel korelasyon ve değişen varyans problemleri olması durumunda GLS yaklaşımı tarafından üretilen standart hataların doğru olmadığını göstermişlerdir. GLS yaklaşımının temel varsayımı hata sürecinin bilindiğidir. Ancak gerçek hayatta hata sürecinin yapısı bilinmemektedir. Bu nedenle analistler GLS'i kullanmak yerine uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler (feasible generalized least squares, FGLS) yöntemini tercih etmektedirler. Burada uygulanabilir denmesinin nedeni GLS'te olduğu gibi hata sürecinin bilindiğini varsaymak yerine tahmin etme yoluna gitmesidir.

Denklem (1.4)'de verilen POLS regresyon modelinin hataları için hesaplanacak varyans kovaryans matrisi  $\Omega$  olarak tanımlanırsa, denklem (1.4)'ün GLS yaklaşımına göre tahmin edilmesinde  $\Omega$  bilinmektedir. Dolayısıyla  $\beta$  'ların GLS tahmincisi aşağıdaki gibi olacaktır.

$$(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{Y} \quad (1.67)$$

$\Omega$  'nın bilindiği varsayımı altında GLS'e göre tahmin edilen standart hatalar tamamıyla etkin ve tutarlıdır. Ancak gerçek hayatta  $\Omega$  bilinmediğinden denklem (1.67)'de  $\Omega$  'nin tahmincisi olan  $\hat{\Omega}$  kullanılmaktadır. Bu süreç FGLS olarak bilinmektedir ve eğer  $\hat{\Omega}$  tutarlı bir şekilde tahmin edilmişse  $\beta$  'lar tutarlı olacaktır.

Park (1967) tarafından geliştirilen FGLS büyük örneklerde iyi sonuçlar vermektedir. FGLS yaklaşımı iki ardışık düzeltme yapmaktadır. İlk olarak hatalardaki serisel korelasyonu daha sonra ise yatay kesitsel bağımlılığı yok etmektedir. Hatalardaki yatay kesitsel bağımlılığın düzeltilmesi aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$\Omega = \Sigma \otimes I_T \quad (1.68)$$

Burada  $\Sigma$ ,  $N \times N$  boyutlu yatay kesitsel kovaryans matrisidir. Sonrasında yatay kesitsel bağımlılıktan arındırılmış hatalar kullanılarak hataların varyans kovaryans matrisi tahmin edilir. Bu tahminleri içeren matris  $\hat{\Sigma}$  olarak adlandırılmaktadır. Burada  $N \times (N+1)/2$  sayıda yatay kesitsel kovaryans yer almaktadır.

Serisel korelasyonun düzeltilmesinde ise panellere göre birinci dereceden serisel korelasyon olduğunu ifade eden

$$\varepsilon_{it} = \rho_1 \varepsilon_{it-1} + u_{it} \quad (1.69)$$

modelde  $u_{it}$ 'ler zaman boyunca sıfır ortalamaya sahip bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. Bazen  $\rho_1$ 'lerin birimler boyunca homojen, yani  $\rho_1 = \rho$  olarak da alınabilmektedir. Tek bir  $\rho$  için FGLS düzeltmesi parametreler için hesaplanmayan bir ekstra tahmin gerektirmektedir. Panellere göre birimlerin hatalarındaki serisel korelasyon için düzeltme tek bir  $\rho$ 'nun tahmin edilmesinden daha ciddi aşağı sapmalı tahminleri doğurmaktadır. Burada heterojen veya homojen  $\rho$ 'nun hangisinin seçileceği küçük örneklem özelliklerine bağlıdır<sup>108</sup>.

Benzer şekilde Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen PCSE yaklaşımı da bu düzeltme işlemlerini kullanmaktadır. Öncelikle serisel bağımlılık yapısı yok edildikten sonra hatalardaki yatay kesitsel bağımlılık ve değişen varyans

<sup>108</sup> Beck, Nathaniel - Katz, Jonathan N., "What to do (and not to do) with Time Series Cross Section Data", *The American Political Science Review*, 89, 3, 1995, pp. 634-647.

düzeltilmektedir. OLS tahminlerinin örneklem değişebilirliği için düzeltme formülü köşegen elemanlarının karekökü ile verilmektedir.

$$\text{Cov}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \{X'\Omega X\} (X'X)^{-1} \quad (1.70)$$

Eğer hatalar yatay kesitsel bağımlılık göstermiyorsa elde edilecek standart hatalar, OLS standart hataları olacaktır. Burada OLS standart hataları  $\hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$ 'nin köşegen terimlerinin kareköküdür.

Yatay kesitsel bağımlılık ve panel değişen hatalara sahip panel regresyon modeli için  $\Omega$ , köşegenler boyunca  $N \times N$  boyutlu yatay kesitsel kovaryans matrisi  $\Sigma$  ile  $NT \times NT$  blok köşegen matristir. Denklem (1.70)'i tahmin edebilmek için  $\Sigma$ 'nin tahminine ihtiyaç vardır. Burada denklem (1.4)'den elde edilen OLS kalıntıları kullanılabilir. Örneğin  $e_{it}$ , t'inci zaman ve i'inci birim için OLS kalıntısı olsun. O halde  $\Sigma$ 'yi aşağıdaki gibi tahmin etmek mümkün olacaktır.

$$\hat{\Sigma}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{T} \quad (1.71)$$

Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen PCSE yaklaşımının Monte Carlo çalışmaları ile iyi performans gösterdiği bulunmuştur.

## İKİNCİ BÖLÜM

### PANEL VERİLERDE KOVARYANS ANALİZİ

Bir önceki bölümde üzerinde durulduğu gibi panel veri analizine başlamadan önce, model yapısının belirlenmesi gerekmektedir. Kovaryans analizinin temel uygulamalarından birisi panel verilerde pooled regresyonun kullanılıp kullanılmayacağı kararını vermektir<sup>1</sup>. Bu kararın kovaryans analizi gibi belirli bir istatistiksel teste bağlı olarak verilmesi analizin objektif ve güvenilir olmasını sağlayacaktır.

N birimden ve T zamandan oluşan gözlem setleri  $Y_{it}$  ve  $x_{jit}$  ile gösterilmektedir. Burada  $Y_{it}$  = t zamanındaki i'inci yatay kesit biriminin bağımlı değişkeni,  $x_{jit}$   $j=1,2,3,\dots,K$  için i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler)dir. Bağımlı değişken y'nin gözlem değerleri, bağımsız değişkenler vektörü  $x$  ve sabit sayıdaki  $\Theta$  parametreleri üzerinde bir olasılık yoğunluk fonksiyonu ile üretildiği varsayılır. Yani y'nin gözlem değerleri  $f(y|x,\Theta)$  fonksiyonu tarafından üretilir. Panel veriler kullanıldığında hedeflerden biri, panel verilerin avantajı olarak da ifade edilen,  $\Theta$  parametreleri tahmin edilirken tüm elde edilebilecek bilginin kullanılmasıdır. Örneğin önvarsayım olarak genellikle basit model y'nin x'lerin bir doğrusal fonksiyonu olduğu kabul edilir. Yine de tüm  $N \times T$  gözlem ile en küçük kareler regresyonunu tahmin edebilmek için regresyon parametrelerinin tüm zaman dönemi için tüm yatay kesitsel birimlerde sabit olduğu varsayımına ihtiyaç vardır. Eğer bu varsayım geçerli değilse pooled en küçük kareler tahminleri sapmalı sonuçlar verecektir. Bu nedenle analizin ilk aşamasında verilerin tüm yapısını keşfetmeye yönelik olarak genellikle, tüm i ve t'ler boyunca parametrelerin sabit kalıp kalmadıkları test edilir.

---

<sup>1</sup> Maddala, 1977, p. 322.

Doğrusal panel regresyon modeli yeniden aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^K \beta_{jit} x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1, 2, 3, \dots, K, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

veya

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta'_{it} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (2.1)$$

Burada  $\alpha_{it}$  ve  $\beta_{jit} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $x_{jit} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir. Ayrıca  $\alpha_{it}$  ve  $\beta_{jit}$  katsayıları birim ve zaman boyunca değişen parametrelerdir.

Tahmin elden regresyon katsayıları iki bakımdan test edilebilirler. Testlerden ilki regresyon eğim katsayılarının homojenliği iken, ikincisi regresyon kesme katsayılarının homojenliğidir. Test süreci sıfır hipotezleriyle gösterilen üç temel adımdan oluşur<sup>2</sup>:

1. Eğimler ve kesmelerin eşanlı olarak farklı zamanlarda ve farklı birimler arasında homojen olup olmadığı test edilir.
2. Regresyon eğim katsayılarının tümünün toplu olarak aynı olup olmadığı test edilir.
3. Regresyon kesme katsayılarının tümünün toplu olarak aynı olup olmadığı test edilir.

---

<sup>2</sup> Hsiao, 2003, p. 15.

Eğer birinci adımdaki eğim ve kesmelerin, birimler ve zaman boyunca sabit olduğunu ortaya koyan bütün homojenlik sıfır hipotezi red edilemezse test süreci durdurulabilir, diğer adımlara geçmeye gerek yoktur. Fakat bütün homojenlik olduğunu sıfır hipotezi red edilirse, ikinci adıma geçilerek regresyon eğim katsayılarının homojenliğinin olup olmadığı testi gerçekleştirilir. İkinci adımdaki homojenlik hipotezi red edilemezse test süreci durdurulur. Ancak ikinci hipotez red edilirse, üçüncü adıma geçilerek regresyon kesme katsayılarının homojenliğinin olup olmadığı testi gerçekleştirilir.

## I. BİRİM BOYUTLU KOVARYANS ANALİZİ

Denklem (2.1) ile tanımlanan en genel yapıdaki panel regresyon modeli hem birim hem de zaman boyunca değiştiği için serbestlik derecesi problemi sözkonusu olacaktır. Bu nedenle modelin tahmin edilmesi güçleşecek, tahmin edilse bile parametreler sapmalı olacaktır. Dolayısıyla parametrelerin zaman boyunca sabit fakat birimler boyunca değiştiği durumu analize başlamak için daha elverişlidir. Buna göre zaman boyunca sabit fakat birimler boyunca kesme ver eğim(ler)i değişen panel regresyon modeli aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_{ji} x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1,2,3,\dots, T$$

veya

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_i x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,3,\dots, N \quad \text{ve} \quad t = 1,2,3,\dots, T \quad (2.2)$$

Yukarıda adımsal olarak gösterilen üç adımlı homojenlik testi kısıtları modelde aşağıdaki gibi kullanılır:

- $H_{01}$  : Regresyon eğim katsayıları özdeş ( $\beta_i = \beta_j$ ) iken, kesme katsayılarının özdeş olmama ( $\alpha_i \neq \alpha_j$ ) kısıtlaması şu şekilde olur:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T$$

veya

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (2.3)$$

- $H_{02}$  : Regresyon kesme katsayıları aynı ( $\alpha_i = \alpha_j$ ) iken, eğim katsayılarının aynı ( $\beta_i \neq \beta_j$ ) olmama kısıtlaması şu şekilde olur:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T$$

veya

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T \quad (2.4)$$

- $H_{03}$  : Regresyon eğim ve kesme katsayılarının her ikisinin de aynı olma ( $\alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j$ ) kısıtlaması şu şekilde olur:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1,2,3,\dots, K, \quad i = 1,2,3,\dots, N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots, T$$

veya



$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,3,\dots,N \text{ ve } t=1,2,3,\dots,T \quad (2.5)$$

Regresyon kesme katsayıları özdeş (aynı) iken eğim katsayılarının eşit olmaması durumu ( $H_{02}$ ) da diğer durumlarda olduğu gibi ele alınabilir, ancak pratikte böyle bir durumun görülmesi çok sık değildir<sup>3</sup>. Bu nedenle denklem (2.4) ile verilen bu kısıtlama gözardı edilebilir. O halde denklem (2.2) kısıtsız model (kesme ve eğimi birim boyunca değişen), (2.3) düzeltilmiş birim ortalama veya hücre ortalama modeli (kesmesi birim boyunca değişen) ve (2.5) pooled regresyon modeli (kesme ve eğimi birim boyunca sabit) olarak adlandırılabilir.

Denklem (2.3) veya (2.5)'te olduğu gibi bir modele kısıt koymak aslında denklem (2.2) ile verilen kısıtsız modelin farklı doğrusal birleşimini ortaya koymak anlamındadır. Dolayısıyla denklem (2.2)'ye doğrusal kısıtlar konularak denklem (2.3) ve (2.5)'in etkileri gözlenebilir.

Birim boyutlu kovaryans analizini uygulayabilmek için bazı istatistiklerin hesaplanması gerekmektedir. Kısıtsız model için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin  $i$ 'inci birimlerin ortalamaları

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (2.6)$$

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (2.7)$$

olarak bulunur. Denklem (2.2) ile tanımlanan kısıtsız modelin parametrelerinin ( $\alpha_i$  ve  $\beta'_i$ ) en küçük kareler tahminçileri

$$\hat{\beta}'_i = W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i} \quad i=1,2,3,\dots,N \quad (2.8)$$

---

<sup>3</sup> Maddala, 1977, p. 324.

ve

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}'_i \bar{x}_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (2.9)$$

olacaktır. Burada  $W_{xx,i} = \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)'$ ,  $W_{xy,i} = \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)$  ve

$W_{yy,i} = \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)^2$  olarak alınmaktadır. W sembolü ve i alt imi, i'inci grup için tüm

değerlerini göstermede kullanılır. Denklem (2.8) ve (2.9)'da elde edilecek tahminlerin sayısı birimlerin sayısı kadar olacaktır. Dolayısıyla birimler arasındaki farklılık farklı kesme ve eğimler yardımıyla ortaya konulabilir. Bu durum her değişkenin birimler üzerinde ne yönde ve kuvvete etkili olduğunu da göstermektedir. Kovaryans analizi terminolojisinde denklem (2.8) ve (2.9) gruplar için tahminler olarak adlandırılır<sup>4</sup>. Buradan i'inci grubun hata (kalıntı) kareler toplamı

$$SSR_i = W_{yy,i} - W'_{xy,i} W^{-1}_{xx,i} W_{xy,i} \quad (2.10)$$

olarak hesaplanır. Kısıtsız kalıntı kareler toplamı

$$S_1 = \sum_{i=1}^N SSR_i \quad (2.11)$$

olacaktır. Burada kalıntı terimi  $\varepsilon_{it}$ 'nin,  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için sıfır ortalama ve  $\sigma_\varepsilon^2$  varyans ile bağımsız ve normal dağıldığı ( $\varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ) varsayılmaktadır. Kısıtsız kalıntı kareler toplamını gösteren  $S_1$ ,  $NT - N(K + 1)$  serbestlik dereceli  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölünür.

---

<sup>4</sup> Hsiao, 2003, p. 16.

## A. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ BİRİM BOYUNCA ÖZDEŞ OLMASI KISITLAMASI

Denklem (2.5) ile verilen pooled regresyon modeli en küçük kareler parametreleri ( $\alpha$  ve  $\beta'$ ) tahmincileri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\hat{\beta}' = T_{xx}^{-1}T_{xy} \text{ ve } \hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}'\bar{x} \quad (2.12)$$

Burada 
$$T_{xx} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(x_{it} - \bar{x})', \quad T_{xy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y}),$$

$$T_{yy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})^2, \quad \bar{y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \text{ ve } \bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it} \text{ olarak tanımlanmaktadır.}$$

Pooled regresyon modelinin kalıntı kareler toplamı

$$S_3 = T_{yy} - T_{xy}' T_{xx}^{-1} T_{xy} \quad (2.13)$$

olarak hesaplanır. Burada kalıntı terimi  $\varepsilon_{it}$ 'nin,  $i=1,2,3,\dots,N$  ve  $t=1,2,3,\dots,T$  için sıfır ortalama ve  $\sigma_\varepsilon^2$  varyans ile bağımsız ve normal dağıldığı ( $\varepsilon_{it} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ) varsayımı altında denklem (2.5)'te modele konulan kısıtlar F-testi ile gerçekleştirilebilir.

Denklem (2.5) ile verilen eğim ve kesme katsayılarının tümünün aynı olması hipotezi denklem (2.2)'deki gibi yazıldığında  $(N-1)(K+1)$  sayıda doğrusal kısıt söz konusudur. Burada kurulacak sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$H_{03}: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \\ \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H_{13}: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N$$

$$\beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_N$$

Hipotezlerden de görülebileceği gibi, sıfır hipotezi kesmeler ve eğimlerin özdeş olduğunu gösterirken alternatif hipotez kesmeler ve eğimlerin karşılıklı olarak özdeş olmadıklarını ortaya koymaktadır.

Kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $S_1$  olduğundan, kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $NT - N(K + 1)$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_1}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{NT-N(K+1)}^2$  olacaktır. Parametrelerin birimler boyunca değişmesinden kaynaklanan kalıntı kareler toplamındaki artış  $(S_3 - S_1)$  ile ölçülür.  $H_{03}$  hipotezi altında  $S_3$  ile gösterilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamının  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $NT - (K + 1)$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_3}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{NT-(K+1)}^2$  olacaktır. Dolayısıyla  $\left(\frac{S_3 - S_1}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$ 'da  $(N - 1)(K + 1)$  serbestlik derecesiyle bir  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_3 - S_1}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{(N-1)(K+1)}^2$  olacaktır. Çünkü burada  $\left(\frac{S_3 - S_1}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  ile  $\left(\frac{S_1}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  bağımsızdır.

$H_{03}$  hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamı ile kısıtsız modeli kalıntı kareler toplamı serbestlik dereceleri de dikkate alınarak

$$F_3 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N - 1)(K + 1)]}{S_1 / [NT - N(K + 1)]} \quad (2.14)$$

hesaplanır. Burada  $S_3$  denklem (2.5)'te verilen pooled modelin kalıntı kareler toplamı,  $S_1$  denklem (2.2)'te verilen kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı, N birim sayısı, NT gözlem sayısı, K ise bağımsız değişkenlerin sayısıdır.

Eğer hesaplanan  $F_3$  istatistiği belirli anlamlılık düzeyi ile  $[(N-1)(K+1)]$  ve  $[NT - N(K+1)]$  serbestlik dereceleri kullanılarak bulunan kritik değerden daha küçük ise, yani istatistiksel olarak anlamlı değilse sıfır hipotezi red edilemeyecektir. Bu sonuç verilerin birleştirilebileceğini ve pooled veriler kullanılarak denklem (2.5)'in tahmin edilebileceğini göstermektedir. Ancak hesaplanan  $F_3$  istatistiği anlamlı veya kritik değerden daha büyükse sıfır hipotezi red edileceğinden, bu red edilmeye neden olan terimin bulunması gerekmektedir. Yani homojen olmama (heterojenlik) durumunun kesmelerden mi yoksa eğimlerden mi kaynaklandığının araştırılması gerekir.

## B. EĞİM KATSAYILARI ÖZDEŞ FAKAT KESMENİN BİRİM BOYUNCA DEĞİŞMESİ KISITLAMASI

Denklem (2.3) ile verilen düzeltilmiş birim ortalama modelinin en küçük kareler parametreleri ( $\alpha_i$  ve  $\beta'$ ) tahminicileri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\hat{\beta}' = W_{xx}^{-1}W_{xy} \text{ ve } \hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}'\bar{x}_i \quad i = 1,2,3,\dots,N \quad (2.15)$$

Burada  $W_{xx}^{-1} = \sum_{i=1}^N W_{xx,i}$ ,  $W_{xy} = \sum_{i=1}^N W_{xy,i}$  ve  $W_{yy} = \sum_{i=1}^N W_{yy,i}$  olarak tanımlanmaktadır.

Düzeltilmiş birim ortalama modelinin kalıntı kareler toplamı

$$S_2 = W_{yy} - W_{xy}' W_{xx}^{-1} W_{xy} \quad (2.16)$$

olarak hesaplanır. Burada kalıntı terimi  $\varepsilon_{it}$ 'nin,  $i=1,2,3,\dots,N$  ve  $t=1,2,3,\dots,T$  için sıfır ortalama ve  $\sigma_\varepsilon^2$  varyans ile bağımsız ve normal dağıldığı ( $\varepsilon_{it} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ) varsayımı altında denklem (2.3)'te modele konulan kısıtlar F-testi ile gerçekleştirilebilir.

Denklem (2.3) ile verilen modelde heterojen kesmeler (kesmeler farklı) fakat homojen eğimler (eğimleri özdeş) hipotezi denklem (2.2)'deki gibi yazıldığında  $(N-1)K$  sayıda doğrusal kısıt söz konusudur. Burada kesmelerin heterojen ( $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N$ ) olduğu varsayımı altında kurulacak sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$H_{0i}; \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H_{1i}; \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_N$$

Hipotezlerden de görülebileceği gibi, sıfır hipotezi eğimlerin özdeş olduğunu gösterirken alternatif hipotez eğimlerin karşılıklı olarak özdeş olmadıklarını ortaya koymaktadır.

Eğim katsayılarının homojen (özdeş) fakat kesmelerin heterojen (özdeş olmayan, farklı) olduğu  $H_{01}$  hipotezi altında denklem (2.3)'ün kalıntı kareler toplamı  $S_2$ 'nin  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $N(T-1) - K$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{N(T-1)-K}^2$  olacaktır.

$H_{01}$  hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamı ile kısıtsız modeli kalıntı kareler toplamı serbestlik dereceleri de dikkate alınarak

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1)/[(N-1)K]}{S_1/[NT - N(K+1)]} \quad (2.17)$$

hesaplanır. Burada  $S_2$  denklem (2.3)'te verilen düzeltilmiş birim ortalama modelinin kalıntı kareler toplamı,  $S_1$  denklem (2.2)'de verilen kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı, N birim sayısı, NT gözlem sayısı, K ise bağımsız değişkenlerin sayısıdır.

Eğer hesaplanan  $F_1$  istatistiği belirli anlamlılık düzeyi ile  $[(N-1)K]$  ve  $[NT - N(K+1)]$  serbestlik dereceleri kullanılarak bulunan kritik değerden daha büyük ise, yani istatistiksel olarak anlamlı ise sıfır hipotezi red edilecektir. Bu sonuç testin durdurulması anlamına gelir. Çünkü denklem (2.3)'ün geçerli olduğunu gösterir. Ancak hesaplanan  $F_1$  istatistiği anlamlı değil veya kritik değerden daha küçükse sıfır hipotezi red edilemeyeceğinden (heterojenliğin eğimlerden kaynaklanmadığı sonucuna ulaşıldığından) homojen olmamanın (heterojenliğin) kesmelerden kaynaklandığı sonraki testle ortaya konulabilir.

Diğer bir ifadeyle hesaplanan F-istatistiği anlamlı ise tahmin edilen parametreler arasında anlamlı farklılıklar olduğu ve verilerin pooled olarak kullanılmayacağı sonucuna ulaşılır. Ancak F-istatistiği anlamlı değilse, veriler pooled olarak alınır ve tek bir denklem tahmin edilebilir<sup>5</sup>. Bu nedenle aslında kovaryans analizi testinin uygulaması doğrusal regresyon çıktılarından elde edilen kalıntı kareler toplamına dayanan sıradan bir hipotez testi olarak tanımlanabilir.

Yukarıda da ifade edildiği gibi  $H_{01}$  red edilemezse homojen kesmeler için koşullu hipotez testi uygulanabilir. Dolayısıyla hipotezler  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$  olduğu varsayımı altında aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$H_{04} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \quad (\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \text{ için})$$

$$H_{14} : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N \quad (\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \text{ için})$$

$H_{04}$  hipotezi altında kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $S_2$  ve kısıtlı kalıntı kareler toplamı da  $S_3$  olacaktır. Parametrelerin birimler boyunca değişmesinden

---

<sup>5</sup> Maddala, 1977, p. 323.

kaynaklanan kalıntı kareler toplamındaki azalış  $(S_3 - S_2)$  ile ölçülür.  $H_{04}$  hipotezi altında  $S_3$  ile gösterilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamının  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $NT - (K + 1)$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_3}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{NT-(K+1)}^2$  olacaktır. Kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $S_2$ 'nin  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $N(T - 1) - K$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{N(T-1)-K}^2$  olacaktır. Çünkü burada  $\left(\frac{S_3 - S_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  ile  $\left(\frac{S_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  bağımsızdır ve  $N - 1$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir.

$H_{04}$  hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamı ile kısıtsız modeli kalıntı kareler toplamı serbestlik dereceleri de dikkate alınarak

$$F_4 = \frac{(S_3 - S_2)/(N - 1)}{S_2/(NT - N - K)} \quad (2.18)$$

hesaplanır. Burada  $S_3$  pooled modelin kalıntı kareler toplamı,  $S_2$  düzeltilmiş birim ortalama modelinin kalıntı kareler toplamı,  $N$  birim sayısı,  $NT$  gözlem sayısı,  $K$  ise bağımsız değişkenlerin sayısıdır.

$H_{04}$  hipotezi eğimlerin özdeş olduğu varsayımı altında kesmelerin homojen olduğunu gösterirken alternatif hipotez kesmelerin heterojen olduğunu ortaya koymaktadır. Eğer hesaplanan  $F_4$  istatistiği belirli anlamlılık düzeyi ile  $(N - 1)$  ve  $(NT - N - K)$  serbestlik dereceleri kullanılarak bulunan kritik değerden daha büyük ise, yani istatistiksel olarak anlamlı ise sıfır hipotezi red edilecektir. Bu sonuç eğimlerin homojen olduğu varsayımı altında heterojenliğin kesmelerden kaynaklandığını göstermektedir. Ancak hesaplanan  $F_4$  istatistiği anlamlı değil veya kritik değerden daha küçükse sıfır hipotezi red edilemeyeceğinden, düzeltilmiş birim ortalama modelinin tahmin edilmesine karar verilir.



Birim boyutlu kovaryans analizi testlerini Tablo 2.1’de özetlemek mümkündür.

**Tablo 2.1: Homojenlik için Kovaryans Testleri**

Değişim Kaynağı	Kalıntı Kareler Toplamı	Serbestlik Derecesi	Ortalama Kare
<b>Grup içi Heterojen Kesme ve Eğitim</b>	$S_1 = \sum_{i=1}^N (W_{yy,i} - W'_{xy,i} W_{xx,i}^{-1} W_{xy,i})$	$N(T - K - 1)$	$S_1 / N(T - K - 1)$
<b>Sabit Eğitim: Heterojen Kesme</b>	$S_2 = W_{yy} - W'_{xy} W_{xx}^{-1} W_{xy}$	$NT - N - K$	$S_2 / (NT - N - K)$
<b>Genel (Homojen) Kesme ve Eğitim</b>	$S_3 = T_{yy} - T'_{xy} T_{xx}^{-1} T_{xy}$	$NT - (K + 1)$	$S_3 / NT - (K + 1)$

Burada; Hücreler gruplar ya da birimler:  $i = 1, 2, 3, \dots, N$ ; Hücre içindeki gözlemler:  $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ; Toplam örneklem hacmi:  $NT$ ; Hücre (grup) içi ortalama:  $\bar{Y}_i, \bar{X}_i$ ; Genel (gruplar arası) ortalama:  $\bar{y}, \bar{x}$ ; Grup içi kovaryans:  $w_{yy,i}, w_{yx,i}, w_{xx,i}$ ; Toplam değişim:  $T_{yy}, T_{yx}, T_{xx}$ .

## II. ZAMAN BOYUTLU KOVARYANS ANALİZİ

Bir önceki başlıkta zaman boyutu sabit tutularak kovaryans analizi birim boyutu için hesaplanmıştır. Ancak alternatif olarak katsayıların birim boyutunda sabit olduğu fakat zaman boyutunda değiştiği varsayılabilir. Buna göre birim boyunca sabit fakat zaman boyunca değişen kısıtsız panel regresyon modeli aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha_t + \beta'_t x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (2.19)$$

Burada  $\varepsilon_{it}$  sıfır ortalama ve  $\sigma_\varepsilon^2$  varyansla bağımsız normal dağılmaktadır,  $\varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . Yukarıda adımsal olarak gösterilen üç adımlı homojenlik testi kısıtları zaman boyutlu panel regresyon modeli için aşağıdaki gibi kullanılır:

- $H'_{01}$  : Regresyon eğim katsayıları özdeş ( $\beta_i = \beta_j$ ) iken, kesme katsayılarının özdeş olmama ( $\alpha_i \neq \alpha_j$ ) kısıtlaması şu şekilde olur:

$$y_{it} = \alpha_t + \beta'x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,3,\dots,N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots,T \quad (2.20)$$

- $H'_{02}$  : Regresyon kesme katsayıları aynı ( $\alpha_i = \alpha_j$ ) iken, eğim katsayılarının aynı ( $\beta_i \neq \beta_j$ ) olmama kısıtlaması şu şekilde olur:

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,3,\dots,N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots,T \quad (2.21)$$

- $H'_{03}$  : Regresyon eğim ve kesme katsayılarının her ikisinin de aynı olma ( $\alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j$ ) kısıtlaması şu şekilde olur:

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1,2,3,\dots,N \text{ ve } t = 1,2,3,\dots,T \quad (2.22)$$

Genellikle regresyon kesme katsayıları özdeş (aynı) iken eğim katsayılarının eşit olmaması durumu nadiren görüldüğünden denklem (2.21) ile verilen bu kısıtlama gözardı edilebilir. O halde denklem (2.19) kısıtsız model (kesme ve eğimi zaman boyunca değişen), (2.20) düzeltilmiş zaman ortalama modeli (kesmesi zaman boyunca değişen) ve (2.22) pooled regresyon modeli (kesme ve eğimi zaman boyunca sabit) olarak adlandırılabilir.

Kovaryans analizini uygulayabilmek için hesaplanacak istatistikler aşağıdaki şekildedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin t'inci zaman için ortalamaları

$$\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it} \quad (2.23)$$

$$\bar{x}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} \quad (2.24)$$

olarak bulunur. Denklem (2.19) ile tanımlanan kısıtsız modelin parametrelerinin ( $\alpha_t$  ve  $\beta_t$ ) en küçük kareler tahmincileri

$$\hat{\beta}'_t = W_{xx,t}^{-1} W_{xy,t} \quad t = 1,2,3,\dots,T \quad (2.25)$$

ve

$$\hat{\alpha}_t = \bar{y}_t - \hat{\beta}'_t \bar{x}_t \quad t = 1,2,3,\dots,T \quad (2.26)$$

olacaktır. Burada  $W_{xx,t} = \sum_{i=1}^N (x_{it} - \bar{x}_t)(x_{it} - \bar{x}_t)'$ ,  $W_{xy,t} = \sum_{i=1}^N (x_{it} - \bar{x}_t)(y_{it} - \bar{y}_t)$  ve

$W_{yy,t} = \sum_{i=1}^N (y_{it} - \bar{y}_t)^2$  olarak alınmaktadır. Denklem (2.25) ve (2.26)'da elde edilecek

tahminlerin sayısı zamanın sayısı kadar olacaktır. Dolayısıyla zamanlar arasındaki farklılık farklı kesme ve eğimler yardımıyla ortaya konulabilir. Bu durum her değişkenin zaman üzerinde ne yönde ve kuvvete etkili olduğunu da göstermektedir. Buradan t'inci grubun kısıtsız hata (kalıntı) kareler toplamı

$$S'_1 = \sum_{t=1}^T (W_{yy,t} - W'_{xy,t} W_{xx,t}^{-1} W_{xy,t}) \quad (2.27)$$

olarak hesaplanır. Birim boyutunda olduğu gibi zaman boyutu için eğim katsayıları özdeş iken kesme katsayılarının özdeş olmama testi F-istatistiği yardımıyla gerçekleştirilebilir.

## A. EĞİM VE KESME KATSAYILARININ ZAMAN BOYUNCA ÖZDEŞ OLMASI KISITLAMASI

Denklem (2.22) ile verilen pooled regresyon modeli en küçük kareler parametreleri ( $\alpha$  ve  $\beta'$ ) tahmincileri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\hat{\beta}' = T_{xx}^{-1}T_{xy} \text{ ve } \hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}'\bar{x} \quad (2.28)$$

Burada  $T_{xx} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(x_{it} - \bar{x})'$ ,  $T_{xy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x})(y_{it} - \bar{y})'$ ,

$T_{yy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y})^2$ ,  $\bar{y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}$  ve  $\bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it}$  olarak tanımlanmaktadır.

Pooled regresyon modelinin kalıntı kareler toplamı

$$S'_3 = T_{yy} - T_{xy}' T_{xx}^{-1} T_{xy} \quad (2.29)$$

olarak hesaplanır. Hata terimi  $\varepsilon_{it}$ 'nin,  $i=1,2,3,\dots,N$  ve  $t=1,2,3,\dots,T$  için sıfır ortalama ve  $\sigma_\varepsilon^2$  varyans ile bağımsız ve normal dağıldığı ( $\varepsilon_{it} \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ) varsayımı altında denklem (2.22)'de olduğu gibi modelle konulan kısıtlar F-testi ile gerçekleştirilebilir. Burada kurulacak sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$H'_{03}: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H'_{13}: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N$$

$$\beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_N$$

Hipotezlerden de görülebileceği gibi, sıfır hipotezi kismeler ve eğimlerin özdeş olduğunu gösterirken alternatif hipotez kismeler ve eğimlerin karşılıklı olarak özdeş olmadıklarını ortaya koymaktadır.

Kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $S_1'$  olduğundan, kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $NT - T(K + 1)$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_1'}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{NT-T(K+1)}^2$  olacaktır. Parametrelerin birimler boyunca değişmesinden kaynaklanan kalıntı kareler toplamındaki artış  $(S_3' - S_1')$  ile ölçülür.  $H_{03}$  hipotezi altında  $S_3'$  ile gösterilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamının  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $NT - (K + 1)$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_3'}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{NT-(K+1)}^2$  olacaktır. Dolayısıyla  $\left(\frac{S_3' - S_1'}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$ 'da  $(T - 1)(K + 1)$  serbestlik derecesiyle bir  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S_3' - S_1'}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi_{(T-1)(K+1)}^2$  olacaktır. Çünkü burada  $\left(\frac{S_3' - S_1'}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  ile  $\left(\frac{S_1'}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  bağımsızdır.

$H'_{03}$  hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamı ile kısıtsız modeli kalıntı kareler toplamı serbestlik dereceleri de dikkate alınarak

$$F_3' = \frac{(S_3' - S_1') / [(T - 1)(K + 1)]}{S_1' / [NT - T(K + 1)]} \quad (2.30)$$

hesaplanır. Burada  $S_3'$  pooled modelin kalıntı kareler toplamı,  $S_1'$  kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı,  $T$  birim sayısı,  $NT$  gözlem sayısı,  $K$  ise bağımsız değişkenlerin sayısıdır.

Eğer hesaplanan  $F_3'$  istatistiği belirli anlamlılık düzeyi ile  $[(T - 1)(K + 1)]$  ve  $[NT - T(K + 1)]$  serbestlik dereceleri kullanılarak bulunan kritik değerden daha küçük ise, yani istatistiksel olarak anlamlı değilse sıfır hipotezi red edilemeyecektir. Bu sonuç

verilerin birleştirilebileceğini ve pooled veriler kullanılarak denklem (2.22)'nin tahmin edilebileceğini göstermektedir. Ancak hesaplanan  $F_3$  istatistiği anlamlı veya kritik değerden daha büyükse sıfır hipotezi red edileceğinden, bu red edilmeye neden olan terimin bulunması gerekmektedir. Yani homojen olmama (heterojenlik) durumunun kesmelerden mi yoksa eğimlerden mi kaynaklandığının araştırılması gerekir.

## B. EĞİM KATSAYILARI ÖZDEŞ FAKAT KESMENİN ZAMAN BOYUNCA DEĞİŞMESİ KISITLAMASI

Denklem (2.20) ile verilen düzeltilmiş zaman ortalama modelinin en küçük kareler parametreleri ( $\alpha_t$  ve  $\beta'$ ) tahminleri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\hat{\beta}' = W_{xx}^{-1}W_{xy} \text{ ve } \hat{\alpha}_t = \bar{y}_t - \hat{\beta}'\bar{x}_t \quad i = 1,2,3,\dots,N \quad (2.31)$$

Burada  $W_{xx}^{-1} = \sum_{t=1}^T W_{xx,t}$ ,  $W_{xy} = \sum_{t=1}^T W_{xy,t}$  ve  $W_{yy} = \sum_{t=1}^T W_{yy,t}$  olarak tanımlanmaktadır.

Düzeltilmiş zaman ortalama modelinin kalıntı kareler toplamı aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$S_2' = W_{yy} - W_{xy}' W_{xx}^{-1} W_{xy} \quad (2.32)$$

Kesmelerin heterojen ( $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N$ ) olduğu varsayımı altında sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi açıkça yazılabilir:

$$H_{0I}': \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

$$H_{1I}': \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_N$$

Hipotezlerden de görülebileceği gibi, sıfır hipotezi eğimlerin özdeş olduğunu gösterirken alternatif hipotez eğimlerin özdeş olmadıklarını ortaya koymaktadır.

Eğim katsayılarının homojen fakat kesmelerin heterojen olduğu  $H'_{01}$  hipotezi altında denklem (2.20)'nin kalıntı kareler toplamı  $S'_2$ 'nin  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $T(N-1)-K$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S'_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi^2_{T(N-1)-K}$  olacaktır.

$H'_{01}$  hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamı ile kısıtsız modeli kalıntı kareler toplamı serbestlik dereceleri de dikkate alınarak

$$F'_1 = \frac{(S'_2 - S'_1)/[(T-1)K]}{S'_1/[NT - T(K+1)]} \quad (2.33)$$

hesaplanır. Burada  $S'_2$  düzeltilmiş zaman ortalama modelinin kalıntı kareler toplamı,  $S'_1$  kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı,  $T$  zaman sayısı,  $NT$  gözlem sayısı,  $K$  ise bağımsız değişkenlerin sayısıdır.

Eğer hesaplanan  $F'_1$  istatistiği belirli anlamlılık düzeyi ile  $[(T-1)K]$  ve  $[NT - T(K+1)]$  serbestlik dereceleri kullanılarak bulunan kritik değerden daha büyük ise, yani istatistiksel olarak anlamlı ise sıfır hipotezi red edilecektir. Bu sonuç testin durdurulması anlamına gelir. Çünkü denklem (2.20)'nin geçerli olduğunu gösterir. Ancak hesaplanan  $F'_1$  istatistiği anlamlı değil veya kritik değerden daha küçükse sıfır hipotezi red edilemeyeceğinden (heterojenliğin eğimlerden kaynaklanmadığı sonucuna ulaşıldığından) homojen olmamanın (heterojenliğin) kesmelerden kaynaklandığı sonraki testle ortaya konulabilir.

Yukarıda da ifade edildiği gibi  $H'_{01}$  red edilemezse homojen kesmeler için koşullu hipotez testi uygulanabilir. Dolayısıyla hipotezler  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$  olduğu koşulu altında aşağıdaki gibi yazılacaktır:

$$H'_{04} : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \quad (\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \text{ için})$$

$$H'_{14} : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_N \quad (\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \text{ için})$$

$H'_{04}$  hipotezi altında kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $S'_2$  ve kısıtlı kalıntı kareler toplamı da  $S'_3$  olacaktır. Parametrelerin zaman boyunca değişmesinden kaynaklanan kalıntı kareler toplamındaki azalış  $(S'_3 - S'_2)$  ile ölçülür.  $H'_{04}$  hipotezi altında  $S'_3$  ile gösterilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamının  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $NT - (K + 1)$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S'_3}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi^2_{NT-(K+1)}$  olacaktır. Kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamı  $S'_2$ 'nin  $\sigma_\varepsilon^2$ 'a bölümü  $T(N - 1) - K$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Yani  $\left(\frac{S'_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right) \sim \chi^2_{T(N-1)-K}$  olacaktır. Çünkü burada  $\left(\frac{S'_3 - S'_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  ile  $\left(\frac{S'_2}{\sigma_\varepsilon^2}\right)$  bağımsızdır ve  $T - 1$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir.

$H'_{04}$  hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı modelin kalıntı kareler toplamı ile kısıtsız modeli kalıntı kareler toplamı serbestlik dereceleri de dikkate alınarak

$$F'_4 = \frac{(S'_3 - S'_2)/(T - 1)}{S'_2/[NT - T - K]} \quad (2.34)$$

hesaplanır. Burada  $S'_3$  pooled modelin kalıntı kareler toplamı,  $S'_2$  düzeltilmiş zaman ortalama modelinin kalıntı kareler toplamı,  $T$  zaman sayısı,  $NT$  gözlem sayısı,  $K$  ise bağımsız değişkenlerin sayısıdır.

$H'_{04}$  hipotezi eğimlerin özdeş olduğu varsayımı altında kesmelerin homojen olduğunu gösterirken alternatif hipotez kesmelerin heterojen olduğunu ortaya koymaktadır. Eğer hesaplanan  $F'_4$  istatistiği belirli anlamlılık düzeyi ile  $(T - 1)$  ve  $[T(N - 1) - K]$  serbestlik dereceleri kullanılarak bulunan kritik değerden daha büyük ise, yani istatistiksel olarak anlamlı ise sıfır hipotezi red edilecektir. Bu sonuç eğimlerin



homojen olduğu varsayımı altında heterojenliğin kesmelerden kaynaklandığını göstermektedir. Ancak hesaplanan  $F_4$  istatistiği anlamlı değil veya kritik değerden daha küçükse sıfır hipotezi red edilemeyeceğinden, eğimlerin homojen olduğu varsayımı altında kesmelerinde de homojen olduğu sonucuna ulaşılır.

Hem birim boyutlu kovaryans analizi hem de zaman boyutlu kovaryans analizi sonuçlarının her ikisi de regresyon katsayılarının homojen olduğunu göstermesi durumunda pooled regresyon modeli uygun bir spesifikasyon olarak tahmin edilebilecektir. Aksi durumlarda pooled regresyonun kullanılması ciddi bir spesifikasyon hatasına yol açar.

### III. BİRİM VE ZAMAN BOYUTLU KOVARYANS ANALİZİ

Son olarak üzerinde durulacak model en genel yapıdaki panel regresyon modelidir. Bu model hem birim hem de zaman boyunca parametrelerin değişmesine izin vermektedir. Birim ve zaman boyutunun değişmesine izin veren panel regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.35)$$

veya

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jit} + \varepsilon_{it} \quad j = 1, 2, 3, \dots, K, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, 3, \dots, T \text{ için} \quad (2.36)$$

Burada  $\alpha_{it}$  ve  $\beta_j = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)$  parametreler,  $y_{it}$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımlı değişken,  $j = 1, 2, 3, \dots, K$  için  $x_{jit} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$  i'inci birimin t'inci zaman değerini gösteren bağımsız (açıklayıcı) değişken(ler) ve  $\varepsilon_{it}$  ise  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir.

Kesmenin birim ve zaman boyunca deđiřtiđi varsayımı geređince, modele hem birim deđiřimini gsteren kukla deđiřken hem de zaman deđiřimini gsteren zaman kukla deđiřken eklenmektedir.

Kesmenin birim ve zaman boyunca deđiřtiđi modelde kovaryans analizini uygulayabilmek iin hesaplanacak istatistikler ařađıdaki řekildedir. Bađımlı ve bađımsız deđiřkenlerin i'inci birim ve t'inci zaman ortalamaları sırasıyla

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}, \quad \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}, \quad \bar{x}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} \quad (2.37)$$

olarak bulunur. Daha sonra btn birim ve zaman boyunca gzlemler toplanarak, gzlem sayısına (NT) blnr.

$$\bar{y} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it}, \quad (2.38)$$

Elde edilen bu ortalamalar kullanılarak kesmesi birim ve zaman boyunca deđiřen modelin parametrelerinin ( $\alpha_{it}$  ve  $\beta'_{it}$ ) en kk kareler tahmincileri

$$\hat{\beta}'_{it} = W_{xx,it}^{-1} W_{xy,it} \quad i = 1,2,3,\dots,N \quad (2.39)$$

ve

$$\hat{\alpha}_{it} = \bar{y} - \hat{\beta}'_{it} \bar{x} \quad i = 1,2,3,\dots,N \quad (2.40)$$

olacaktır. Burada  $W_{xx,it} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_t + \bar{x})(x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_t + \bar{x})'$ ,

$W_{xy,it} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_t + \bar{x})(y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_t + \bar{y})$  ve  $W_{yy,it} = \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_t + \bar{y})^2$  olarak

alınmaktadır. Eđim katsayıları sabit fakat kesmesi birim ve zaman boyunca deđiřken

olan regresyon modelinde, kesmeler arasında hem birimler hem de zaman boyunca anlamlı farklılıklar olup olmadığını test etmek mümkündür. Kısıtlı model olarak pooled regresyon modelinden elde edilen kalıntı kareler toplamı (RRSS) ve kısıtsız model için panel regresyon modelinden elde edilen kalıntı kareler toplamı (URSS) kullanılmaktadır<sup>6</sup>:

$$F_1 = \frac{(RRSS - URSS)/(N + T - 2)}{URSS/(NT - N - T - K)} \approx F_{N+T-2, NT-N-T-K} \quad (2.41)$$

veya

$$F(N + T - 2, NT - N - T - K) = \frac{(R_{FE}^2 - R_{OLS}^2)/(N + T - 2)}{(1 - R_{FE}^2)/(NT - N - T - K)} \quad (2.42)$$

Eğer sıfır hipotezi red edilirse birim ve zaman etkisinin anlamlı olduğu, yani birimler ve zaman boyunca farklılık olduğu sonucuna ulaşılabilecektir. Ancak dikkat edilirse burada kurulan hipotez birim ve zaman etkisini bir arada gösteren bir bileşik hipotezdir. Dolayısıyla sıfır hipotezi red edildiğinde bu sonuç her iki faktörden de kaynaklanabileceği gibi, sadece birim veya sadece zaman etkisinden de kaynaklanabilir.

Bu nedenle en genel yapıdaki birim ve zaman etkisini içeren kovaryans analizi uygulandıktan sonra sıfır hipotezi red ediliyorsa, ikinci olarak birim etkisinin olduğu varsayımı altında sadece zaman etkisini test etmek üzere

$$F_2 = \frac{(RRSS - URSS)/(T - 1)}{URSS/(NT - N - T - K)} \approx F_{T-1, NT-N-T-K} \quad (2.43)$$

üçüncü olarak ise zaman etkisinin olduğu varsayımı altında sadece birim etkisini test etmek üzere

---

<sup>6</sup> Baltagi 2005, pp. 34-35.

$$F_3 = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - T - K)} \approx F_{N-1, NT-N-T-K} \quad (2.44)$$

istatistikleri kullanılır<sup>7</sup>. Birim ve zaman etkileri sözkonusu iken panel verilerin asimptotik davranışı üç farklı şekilde oluşturulabilir. Bunlar: (1) N sabit, T sonsuz, (2) T sabit N sonsuz, (3) N ve T sonsuz. Bu durumlardan hangisinin uygun olduğu araştırma problemine göre belirlenmektedir. Örneğin, eğer N coğrafik bölgeleri veya bir ekonomideki endüstriyel sektörleri gösteriyorsa birinci durum geçerlidir. Fakat örneklemdaki birimler büyük bir anakütleden gelen rassal bir örneklem ise ikinci durum geçerli olacaktır. Nitekim panel verilerde sıkça karşılaşılan ve kullanılan ikinci durumdur.

---

<sup>7</sup> Balestra, 1996b, p. 42.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### PANEL VERİLERDE DURAĞANLIK SINAMALARI

#### I. PANEL VERİLERDE DURAĞAN-DIŞILIK

Panel veriler kullanılarak yapılan çalışmalarda, zaman boyutu (T) birim boyutuna (N) göre büyüdükçe analizin çerçevesi de değişmektedir. Çünkü panel veri ekonometrisinde makropanel (N ve T büyük) analizlerinin asimptotik dağılımları mikropanel (N büyük, T küçük) analizlerinden farklılık göstermektedir. Makropanel verilerinin üretilmesi panel verilerin zaman boyutunun sonsuza doğru artması nedeniyle iki hususu ön plana çıkarır. İlki pooled regresyon modelinin kullanılmasında regresyon parametrelerinin homojenliğinin red edilmesidir. Bu çerçevede yapılan çalışmalar T'nin artmasıyla her bir birimin regresyon modelinin ayrı ayrı tahmin edilmesi gerektiğini tartışmaktadır<sup>1</sup>. Bu tartışmalar sabit etkiler modelleri gibi pooled regresyon modellerinin kullanılmasına devam edilmesi durumunda birimler arası farktan kaynaklanan parametre heterojenliği ve regresörlerin serisel korelasyonlu olmasından parametrelerin büyük oranda sapma (eğilim) içereceğini ileri sürmektedir. İkincisi ise T'nin artması durumunda değişkenlerin durağan-dışı olmasından kaynaklanan sahte regresyon olabileceğini ortaya koymaktadırlar.

Dolayısıyla panel regresyon teknikleri ile zaman serisi tekniklerinin birleştirilmesi gerekmektedir. Bu çerçevede zaman serisi analizi mantığının panel verilerle genişletilmesi, panel serilere de birim kök sınamalarının uygulanacağı anlamına gelmektedir. Panel veriler hem heterojen hem de durağan-dışı ise bazı teknikler ile bu problemlerin üstesinden gelinebilir. Son yıllarda panel birim kök sınamaları, panel yapısal kırılma, panel eştleme sınamaları ve uzun dönem ortalama ilişkilerin tahmini gibi teknikler durağan-dışı panellerin analizleri için kullanılmaktadır. Panel verileri kullanmanın faydaları üzerinde durulduğu birinci bölüme, şu faydayı da eklemek yanlış olmayacaktır. Panel veriler ile durağan-dışı veriler analiz edilebilir ve

---

<sup>1</sup> Verbeek, 2004, p. 369.

eştleşme sınamaları kullanılabilir<sup>2</sup>. Panel birim kök sınamaları, verilerin hem zaman serisi hem de yatay kesitsel boyutunu içerdiğinden geleneksel zaman serisi birim kök sınamalarından daha güçlüdür<sup>3</sup>. Yani yatay kesit boyutunu zaman serisi boyutuna eklemek demek, zaman serilerinden kaynaklanan durağan-dışılık, yatay kesit boyutuyla kombine edilir, böylece birim kök sınamalarının gücü artar. Bu nedenden ötürü son zamanlarda durağan-dışı paneller için panel birim kök sınamalarının uygulanması önemli ölçüde artmıştır.

## II. YAPISAL KIRILMASIZ PANEL BİRİM KÖK SINAMALARI

Zaman serileri çalışmalarında birim kök sınamaları, Dickey-Fuller (1979) çalışmasından bu yana uzun yıllardan beri yaygın olarak kullanılmaktadır. Fakat panel verilerde birim kök sınamalarının kullanılması 1990'lerden günümüze dayanmaktadır. Panel birim kök testleri temel olarak sabit etkili dinamik modellerin hatalarının rassal yürüyüş sergileyip sergilemediğini araştırmaktadır. Panel birim kök sınamalarını içeren çalışmaların bir kısmı sabit etkili kalıntıları temel almaktadır. Diğer panel birim kök sınamaları ise farklı alınmış en küçük kareler kalıntılarını temel almaktadır. Genel olarak panel birim kök testlerinin birçoğu yatay kesitsel birimlerin bağımsızlığı (çapraz korelasyonsuzluk) varsayımına dayansa da özellikle son yıllarda geliştirilen testler yatay kesitsel bağımlılığı da göz önünde bulundurabilmektedir.

### A. LEVIN, LIN VE CHU (2002) SINAMASI

Gerçekte panel veri yapısı sergileyen farklı birimlere ait zaman serilerinin ayrı seriler gibi görülerek birim kök sınamalarının uygulanması sınamanın gücünün düşük olmasına neden olacaktır. Diğer bir ifadeyle panel verileri temel alan birim kök sınamaları, serileri bireysel zaman serileri olarak alan sınamalara göre daha güçlüdür.

---

<sup>2</sup> Harris - Sollis, 2003, p. 190.

<sup>3</sup> Cerrato, Mario - Sarantis, Nicholas, "A Bootstrap Panel Unit Root Test Under Cross-Sectional Dependence with an Application to PPP", *Computational Statistics & Data Analysis*, 51, 2007a, pp. 4028-4037.

Levin, Lin ve Chu (LLC), pooled yatay kesitsel zaman serisi verileri için birim kök sınaması geliştirmişlerdir. Test süreci paneldeki tüm birimlerin durağan-dışı olduğu sıfır hipotezine karşın alternatif hipotez tüm birimlerin durağan olduğudur. Pooled yaklaşımı her birim için uygulanan ayrı ayrı birim kök sınamalarına göre daha güçlüdür<sup>4</sup>.

Verilerin birimler boyunca özdeş dağıldığı varsayımı altında panel birim kök sınamalarının özellikleri daha önce yapılmış bazı çalışmalar ile analiz edilmiştir. Quah (1994) rassal etkiler modeli kullanarak hata terimi bağımsız özdeş ve normal dağılan bir panel için analiz yapmıştır. Bulduğu sonuç hem yatay kesit hem de zaman serisi boyutlu panellerde keyfi büyüklüklerde alındığında Dickey-Fuller test istatistiğinin bir standart normal dağılıma sahip olduğudur. Breitung ve Meyer (1991) keyfi büyüklükte alınan büyük yatay kesitsel boyut ve küçük sabit zaman serisi boyutuna sahip panel veriler (yani mikropanel veri seti) için Dickey-Fuller test istatistiğinin asimptotik normal dağılımını üretmişlerdir. Breitung ve Meyer (1991) yaklaşımı birimlerin serisel korelasyonlu olması durumunda kullanılabilirken, heterojen hatalara sahip paneller için kullanılamaz.

LLC (2002) çalışmalarında ortaya konulan panel temelli birim kök sınaması, birime özel kesmeler ve zaman trendlerini dikkate alabilmektedir. Bunun yanında yatay kesitsel birimlerin hata varyansının yüksek dereceden serisel korelasyonlu olması durumunda gözününde bulundurabilmektedir. LLC (2002)'de asimptotik dağılımı durağan panel verilerin asimptotik özellikleri ve tümleşik zaman serisinin asimptotik özelliklerinin bir karmasını içermektedir. Tek değişkenli zaman serileri için geliştirilmiş birim kök sınamalarının standart olmayan dağılımlarından farklı olarak panel birim kök sınaması limitte normal dağılım özelliği gösterir. Fakat durağan panel verilerin sonuçlarından farklı olarak test istatistiğinin eğilimi örnekleme zaman dönemi sayısı birimlerin sayısından fazla olduğunda daha yüksektir. Bu durum zaman serisi literatüründeki “süper tutarlılık” gibi algılanabilir<sup>5</sup>. Sınama için kullanılan regresyon istatistiği durağan paneller için standart normal dağılıma yaklaşırken regresyonun farklı

---

<sup>4</sup> Levin, Andrew - Lin, Chieng-Fu - Chu, Chia-Shang James, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108, 2002, pp. 1–24.

<sup>5</sup> Levin - Lin - Chu, 2002, pp.1-24.

durumları (birimlerin özel kesmeleri ve zaman trendleri içerildiğinde) altında birim kök sınavasının ortalama ve varyansı değişmektedir.

LLC (2002) tarafından geliştirilen panel birim kök sınavası, eğer panelin zaman boyutu çok büyük ise paneldeki her bir birim için ayrı ayrı uygulanan pür zaman serisi birim kök sınavalara göre daha güçlüdür. Diğer taraftan paneldeki zaman serisi boyutu küçük ve yatay kesit boyutu büyükse yine panel birim kök sınavasını uygulamak uygundur.

LLC panel birim kök sınavasını uygulamak için  $\{y_{it}\}$  ile tanılanan bir stokastik süreç kullanılmaktadır. Burada  $i=1,2,3,\dots,N$  ile birimlerdeki değişim,  $t=1,2,3,\dots,T$  de zamandaki değişim dikkate alınmaktadır. Paneldeki her birim için  $\{y_{it}\}$ 'nin tümleşik olup olmadığı belirlenmeye çalışılacaktır. Tek değişenli zaman serilerinde olduğu gibi birim regresyonu kesme ve/veya zaman trendi içerebilir. Paneldeki her birimin özdeş olarak birinci mertebeden kısmi otokorelasyona sahip olduğu fakat hata sürecindeki diğer tüm parametrelerin birimler boyunca değiştiği varsayımı kullanılmaktadır. LLC panel birim kök testi belirli varsayımlar altında geçerlidir.

- $\{y_{it}\}$  stokastik sürecinin aşağıdaki üç regresyon ile üretildiği varsayılmaktadır:

$$\text{Model 1: } \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$$

$$\text{Model 3: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta y_{it-1} + \zeta_{it} \quad \text{burada } i=1,2,3,\dots,N \quad \text{için} \\ -2 < \delta \leq 0 \text{ 'dir.}$$

- $\zeta_{it}$  ile tanımlanan hata süreci birimler boyunca bağımsız dağılmaktadır ve her birim için bir durağan tersine çevrilebilir MA sürecini izlemektedir,

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



- $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için

$$E(\zeta_{it}^4) < \infty; E(\varepsilon_{it}^2) \geq B_\varepsilon > 0; E(\zeta_{it}^2) + 2 \sum_{j=1}^{\infty} E(\zeta_{it} \zeta_{it-j}) < B_\zeta < \infty.$$

Birinci varsayım üç veri üretme sürecini içerir. Model 1’de panel birim kök sınama süreci kesme ve trend içermeyip test istatistiği  $H_0 : \delta = 0$  sıfır hipotezine karşı  $H_1 : \delta < 0$  alternatif hipotezine göre gerçekleştirilir. Model 2’de  $\{y_{it}\}$  serisi birimin özel ortalamasına (kesmeye) sahiptir fakat zaman trendi içermemektedir. Model 2’de panel birim kök sınama süreci tüm birimler (i’ler) için  $H_0 : \delta = 0$  ve  $\alpha_{0i} = 0$  sıfır hipotezine karşılık  $H_1 : \delta < 0$  ve  $\alpha_{0i} \in \mathbb{R}$  alternatif hipotezi kullanılır. Model 3 için  $\{y_{it}\}$  serisi birimin özel ortalaması ve zaman trendi içerir. Model 3’te panel birim kök sınama süreci tüm birimler (i’ler) için  $H_0 : \delta = 0$  ve  $\alpha_{1i} = 0$  sıfır hipotezine karşılık  $H_1 : \delta < 0$  ve  $\alpha_{1i} \in \mathbb{R}$  alternatif hipotezi kullanılır. Yani tüm model kalıpları için LLC panel birim kök sınaması tüm bireysel zaman serisinin birim kök içerdiği sıfır hipotezine karşı tüm zaman serisinin durağan olduğunu ileri sürmektedir.

Tek değişenli zaman serilerinde olduğu gibi eğer deterministik bileşenler (kesme ve zaman trendi) varsa, fakat regresyon modeline dahil edilmezlerse birim kök sınamaları tutarsız olacaktır<sup>6</sup>. Diğer taraftan deterministik bileşenler gözlenen verilerde gerçekte yok iken, regresyon modelinde yer alırsa birim kök sınamasının gücü zayıflayacaktır. Campell ve Peron (1991)’de deterministik bileşenlerin test sürecinde olup olmamalarında kullanılacak yöntemi tartışmışlardır. Notasyonda basitlik sağlamak için  $d_{mt}$  deterministik bileşenlerin vektörünü ve  $\alpha_m$  kullanılan modellerin numaralarını  $m = 1, 2, 3$  için katsayı vektörünü gösterebiliriz. Örneğin  $d_{1t} = \{ \}$  (kesmesiz ve

<sup>6</sup> Levin - Lin - Chu, 2002, pp.1–24.

trendsiz),  $d_{2t} = \{1\}$  (kesmeli ve trendsiz) ve  $d_{3t} = \{1, t\}$  (kesmeli ve trendli) olarak alınmaktadır.

İkinci varsayım standarttır. Yani zaman serisi birimleri serisel korelasyonlu olabilirler. Üçüncü varsayım sonlu moment koşulunu tanımlar. Bu koşul Phillips (1987) ve Phillips ve Perron (1988)'de olduğu gibi birim kök sınavındaki zayıf eğilim koşuludur.

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

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m=1,2,3 \text{ için} \quad (3.1)$$

Burada  $d_{mt}$  deterministik değişkenlerin vektörü ve  $\alpha_{mi}$   $m=1,2,3$  modelleri için katsayı vektörleridir.  $d_{1t} = \{ \}$  (kesmesiz ve trendsiz),  $d_{2t} = \{1\}$  (kesmeli ve trendsiz) ve  $d_{3t} = \{1, t\}$  (kesmeli ve trendli) olarak alınmaktadır. Gecikme uzunluğu  $p_i$  bilinmemektedir.

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

**Adım 1:** ADF regresyonu her bir yatay kesit için ayrı ayrı tahmin edilir ve üretilen kalıntılar ortogonalleştirilir. ADF regresyonu şu şekildedir.

$$\Delta y_{it} = \delta_i y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m=1,2,3 \text{ ve } i=1,2,3,\dots,N \text{ için} \quad (3.2)$$

Gecikme uzunluğu  $p_i$  birimler boyunca değişebilir. Her birim için uygun gecikme sayısı Hall (1994) tarafından geliştirilen yaklaşımı ile seçilebilir. Verilen T için

maksimum gecikme  $p_{\text{maks}}$  seçilir ve daha sonra  $\hat{\theta}_{iL}$  parametresinin t-istatistiği kullanılarak uygun gecikme seçilir. Buradaki t-istatistikleri  $\theta_{iL} = 0$  sıfır hipotezi altında hem  $\delta_i = 0$  hem de  $\delta_i < 0$  olduğunda  $N(0,1)$  dağılımı gösteriler.

Gecikme uzunluğu  $p_i$  belirlendikten sonra ortogonal (dik, bağımsız) kalıntıları elde edebilmek için iki yardımcı regresyon tahmin edilir. Birinci regresyonda  $\hat{e}_{it}$  kalıntılarını bulmak için  $\Delta y_{it}$ ,  $\Delta y_{it-L}$  ( $L=1,2,3,\dots,p_i$ ) ve  $d_{mt}$  üzerine regrese edilir. İkinci regresyonda ise  $\hat{u}_{it-1}$  kalıntılarını bulmak için  $y_{it-1}$ ,  $\Delta y_{it-L}$  ( $L=1,2,3,\dots,p_i$ ) ve  $d_{mt}$  üzerine regrese edilir. Daha açıkça göstermek gerekirse

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.3)$$

ve

$$\hat{u}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \tilde{\pi}_{iL} \Delta y_{it-L} - \tilde{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.4)$$

kullanılır. Yatay kesitsel birimler arasındaki heterojenliği kontrol altına almak için  $\hat{e}_{it}$  ve  $\hat{u}_{it-1}$  birinci adımda tahmin edilen regresyonun standart hatası ile normalleştirilir. Diğer bir ifadeyle farklı  $i$  birimlerin varyanslarını kontrol edebilmek için bu kalıntılar  $\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{ei}}$  ve  $\tilde{u}_{it-1} = \frac{\hat{u}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{ei}}$  şeklinde standardize edilir. Burada  $\hat{\sigma}_{ei}$ ,  $i=1,2,3,\dots,N$  için her bir ADF regresyonunun standart hatasıdır.

**Adım 2:** Birim kök olduğunu ileri süren sıfır hipotezi altında Model 1 için uzun dönem varyans aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\hat{\sigma}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^{\bar{K}} w_{KL} \left[ \frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right] \quad (3.5)$$

Model 2 için uzun dönem varyansı hesaplanırken yukarıdaki modelde  $\Delta y_{it}$  yerine  $\Delta y_{it} - \overline{\Delta y_{it}}$  yazılır. Burada  $\overline{\Delta y_{it}}$  i birimi için  $\Delta y_{it}$ 'nin ortalama değeridir. Model 3 geçerli ise uzun dönem varyans hesaplanmadan önce trendden arındırma yapılır. Burada  $\bar{K}$  verilere bağlı gecikme uzunluğudur. Andrews (1991) çalışmasında  $\bar{K}$ 'yi  $\hat{\sigma}_{yi}^2$ 'nin tutarlılığını sağlayacak şekilde belirlemektedir. Örneklem kovaryans ağırlığı  $w_{KL}$  kernel seçimine bağlıdır. Örneğin Bartlett kernel için  $w_{KL} = 1 - \frac{L}{\bar{K} + 1}$  kullanılır. Her yatay kesit birimi i için uzun dönem standart sapmasının yenilik standart sapmasına oranı  $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{yi}^2 / \hat{\sigma}_{ei}$  ile tahmin edilir. Ortalama standart sapma oranı ise  $\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i$  ile tahmin edilir. Bu sonuç Adım 3'te t-istatistiğinin ayarlanma ortalamasında kullanılacağı için önemlidir.

**Adım 3:** Panel test istatistiği hesaplanır. Test istatistiği  $N\tilde{T}$  gözlemlerini temel olarak aşağıda verilen pooled regresyonun tahmin edilmesi ile gerçekleştirilir:

$$\tilde{e}_{it} = \delta \tilde{v}_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (3.6)$$

Burada  $\tilde{T} = T - \bar{p} - 1$ ,  $\bar{p} = \sum_{i=1}^N p_i / N$  ile paneldeki her birim gözlemlerinin ortalama sayısıdır.  $\bar{p}$  birim ADF regresyonunun ortalama gecikme uzunluğudur. Birim kök testi

$$H_0: \delta = 0 \text{ için t-istatistiği } t_{\delta} = \frac{\hat{\delta}}{\hat{\sigma}_{\delta}} \text{ ile hesaplanır. Burada } \hat{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1} \tilde{e}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{it-1}^2},$$

$$\hat{\sigma}_{\delta} = \frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon}}{\left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^{T_i} \tilde{v}_{it-1}^2 \right]^{1/2}} \text{ ve } \hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{1}{N\tilde{T}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\tilde{\varepsilon}_{it} - \hat{\delta}\tilde{v}_{it-1})^2 \text{ olarak hesaplanır. } H_0 : \delta=0$$

sıfır hipotezi ve  $H_0 : \delta < 0$  alternatif hipotezi altında Model 1'deki regresyonun t-istatistiği limitte standart normal dağılıma sahiptir. Fakat Model 2 ve Model 3'te bu değer negatif olarak sonsuza doğru gider. Ayarlanmış t-istatistiği

$$t_{\delta}^* = \frac{t_{\delta} - N\tilde{T}\hat{S}_N \hat{\sigma}_{\varepsilon}^{-2} \hat{\sigma}_{\delta} \mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \quad (3.7)$$

hesaplanır. Burada ortalama ayarlama  $\mu_{m\tilde{T}}^*$  ve ayarlama standart sapması deterministik bileşenlere ( $m=1,2,3$ ) ve zaman boyutu  $\tilde{T}$ 'ye bağlı olarak belirlenebilir. LLC bu değerleri Tablo 3.1 yardımıyla göstermektedir.

Tablo 3.1'de her  $\tilde{T}$  zaman serisi için gecikme uzunluğu parametresi  $\bar{K}$ 'da verilmektedir. Aynı zamanda LLC  $t_{\delta}^*$ 'nin asimptotik olarak  $N(0,1)$  dağılımına sahip olduğunu göstermişlerdir. Asimptotik olarak  $\sqrt{N_T}/T \rightarrow 0$  olması gerekir. Burada  $N_T$  yatay kesitsel boyut  $N$ 'in keyfi olarak  $T$ 'nin monoton artan fonksiyonu olarak tanımlanabilir. LLC mikropanel veriler için  $T$ 'nin  $N_T$ 'den daha yavaş büyüyeceğini tartışmışlardır.  $N_T/T \rightarrow 0$  ve  $N_T/T \rightarrow \text{sabit}$  gibi diğer eğilim hızı yeterlidir fakat gerekli değildir.

LLC panel birim kök testinin hesaplanması her yatay kesitsel ADF regresyondaki gecikme sayısı ( $p_1$ ),  $S_N$ 'nin hesaplanmasında kernel gibi spesifikasyonuna bağlıdır. Ayrıca test denkleminde olması gereken bağımsız değişkenlerin sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Burada bağımsız değişken kullanılmayabilir (kesmesiz ve trendsiz), birim kesme terimi içerebilir (sabit etki) ya da kesme ve trend içerebilir.

**Tablo 3.1: Ortalama ve Standart Sapma Ayarlamaları**

$\tilde{T}$	$\bar{K}$	$\mu_{1\tilde{T}}^*$	$\sigma_{1\tilde{T}}^*$	$\mu_{2\tilde{T}}^*$	$\sigma_{2\tilde{T}}^*$	$\mu_{3\tilde{T}}^*$	$\sigma_{3\tilde{T}}^*$
25	9	0.004	1.049	-0.554	0.919	-0.703	1.003
30	10	0.003	1.035	-0.546	0.889	-0.674	0.949
35	11	0.002	1.027	-0.541	0.867	-0.653	0.906
40	11	0.002	1.021	-0.537	0.850	-0.637	0.871
45	11	0.001	1.017	-0.533	0.837	-0.624	0.842
50	12	0.001	1.014	-0.531	0.826	-0.614	0.818
60	13	0.001	1.011	-0.527	0.810	-0.598	0.780
70	13	0.000	1.008	-0.524	0.798	-0.587	0.751
80	14	0.000	1.007	-0.521	0.789	-0.578	0.728
90	14	0.000	1.006	-0.520	0.782	-0.571	0.710
100	15	0.000	1.005	-0.518	0.776	-0.566	0.695
250	20	0.000	1.001	-0.509	0.742	-0.533	0.603
$\infty$	-	0.000	1.000	-0.500	0.707	-0.500	0.500

**Kaynak:** Levin Andrew, Chieng-Fu Lin and Chia-Shang James Chu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108, 2002, pp. 1-24.

**Not:**  $\mu_{1\tilde{T}}^*$  ve  $\sigma_{1\tilde{T}}^*$  ayarlama faktörleri  $m = 1,2,3$  ile tanımlanan regresyon modelleri,  $\tilde{T}$  ortalama zaman boyutu ve  $\bar{K}$  gecikme uzunluğu parametresi için panel birim kök test istatistiğinin ortalama ve standart sapmalarını ayarlama kullanılır. Tüm durumlarda tahmin edilen ortalama ayarlamasının standart hatası 0.007'den küçüktür ve tahmin edilen standart sapma ayarlamasının standart hatası 0.011'den küçüktür.

LLC panel birim kök sınavasını, N'in 10'dan 250'ye kadar ve T'nin 25'ten 250'ye kadar olan değişimine göre uyarlamışlardır. LLC'ye göre standart panel birim kök sınamaları bu ayarlamayı yapmadıkları takdirde testlerin gücünün yeterli güçte olmayacağını ortaya koymuşlardır. Fakat çok büyük T olduğunda, her yatay kesite uygulanan bireysel birim kök sınavası yeterli güce sahiptirler. Yapılmış olan Monte Carlo çalışmaları test istatistiğinin ampirik dağılımının küçük örneklerde bile, normal dağılıma uyduğu yönündedir. Aynı zamanda panel birim kök sınavası her yatay kesit için ayrı ayrı uygulanan birim kök sınamalarına göre testin gücünü oldukça iyileştirmektedir<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Baltagi, 2005, p. 241.

LLC birim kök testinin birinci sınırlılığı, sınamanın yatay kesit birimlerinin bağımsız olduğunu varsaymasıdır. Yatay kesit birimleri korelasyonlu ise LLC panel birim kök testi uygulanamaz. İkinci sınırlılık, tüm yatay kesit birimlerinin ortak olarak birim köke sahip olup olmamasının sınanmasıdır.

## **B. IM, PESARAN VE SHIN (2003) SINAMASI**

Son zamanlarda dinamik panel veri analizleri ampirik çalışmalarda önemli bir yere sahip olmuştur. Zaman boyutu küçük olan (mikropaneller) çoğu panel verilerde modellerin homojen bir yapı gösterdiği varsayılmaktadır. Kısaca son dönemlere kadar dinamik heterojen panellerin analizi oldukça nadir yapılmaktadır. Fakat zaman faktörü süreklilik arz ettiğinden, zaman boyutu büyük olan panel verileri daha iyi şekilde analiz edebilmek için dinamik panel veri analizlerinin ele alınması gerekmektedir. Pesaran ve Smith (1995) ve Pesaran, Smith ve Im (1996)'da yaptıkları çalışmalarda dinamik heterojen panel modellerinde kullanılan pooled tahmincilerin tutarsızlığını göstermişlerdir.

Panel temelli birim kök sınamaları Levin ve Lin (1992, 1993) ve Quah (1994) ile gelişme göstermiştir. Quah (1994) tarafından sunulan sınamalar birimin özel etkisi ve kalıntılardaki serisel korelasyonun farklı yapıları gibi birimler arası heterojenlikleri ele almamaktadır. Levin ve Lin (1992, 1993) sınamalarının uygulanması ise daha geneldir. Yani hem birim boyutu  $N$  hem de zaman boyutu  $T$ 'nin sonsuza yaklaştığı veya  $N/T \rightarrow 0$  olmasını dikkate alarak birimin özel etkisini ele almaktadır.

Im, Pesaran ve Shin (IPS) panel birim kök testi olabirlik çerçevesi içerisinde panel için bireysel birim kök testlerinin ortalamasını temel alan alternatif bir panel birim kök sınaması geliştirmişlerdir. IPS,  $\bar{t}_{bar}$  testi olarak adlandırılan panel birim kök sınaması, temelde paneldeki her birim için hesaplanan ADF birim kök testinin ortalamasını kullanmaktadır. Test süreci LLC (2002)'de olduğu gibi serisel korelasyonlu kalıntılar ve birimler boyunca hata varyansı değişimlerine müsaade etmektedir. Ancak LLC panel birim kök testi  $\delta$ 'nın birimler boyunca homojen olması kısıtlamasını içermektedir. IPS (2003)  $y_{it-1}$ 'in heterojen katsayıları ve tüm yatay kesit

birimlerinin ortalama birim kök testi için alternatif bir panel birim kök sınaması geliştirmişlerdir. IPS (2003) panel birim kök testlerini  $u_{it}$  'nin yatay kesitsel birimler boyunca farklı serisel korelasyonlu olduğunda ADF birim kök testinin ortalamasını temel alarak oluşturmuşlardır. Diğer bir ifadeyle IPS panel birim kök sınaması LLC panel birim kök sınamasının birinci adımında kullanılan modeli temel almaktadır.

$$\Delta y_{it} = \delta_i y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m=1,2,3 \text{ ve } i=1,2,3,\dots,N \text{ için} \quad (3.8)$$

Sıfır hipotezi paneldeki tüm serilerin birim köke sahip olduğunu

$$H_0 : \delta_i = 0 \quad i = 1,2,3,\dots,N \text{ için}$$

gösterirken, alternatif hipotez paneldeki serilerden bazılarının (fakat hepsinin değil) birim köke sahip olduğunu

$$H_1 : \begin{cases} \delta_i < 0 & i = 1,2,3,\dots, N_1 \text{ için} \\ \delta_i = 0 & i = N_1 + 1,\dots, N \text{ için} \end{cases} \quad (3.9)$$

göstermektedir. Alternatif hipotezin bu şekilde gösterilmesi  $\delta_i$  'nin birimler boyunca farklı olabileceğini ve tüm  $i$  'ler için  $\delta < 0$  ile tanımlanan homojen alternatif hipotezden daha genel durumları içerir. Ayrıca alternatif hipotez paneldeki serilerin bazılarının (fakat hepsinin değil) birim kök içerebileceğini göstermektedir<sup>8</sup>. Formel olarak IPS panel birim kök testi bireysel zaman serilerin durağanlığının sıfırdan farklı bir yansımayı gerektirir. Diğer bir ifadeyle  $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1 / N) = \rho$  ve burada  $0 < \rho \leq 1$  'dir. Bu koşul panel birim kök testinin tutarlılığı için gereklidir<sup>9</sup>.

<sup>8</sup> Im, Kyung So - Pesaran, M. Hashem - Shin, Yongcheol, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 2003, pp. 53–74.

<sup>9</sup> Im - Pesaran - Shin, 2003, pp. 53–74.



IPS  $\bar{t}_{\text{bar}}$  test istatistiği bireysel ADF testinin bir ortalaması olarak aşağıdaki gibi hesaplanır:

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

Burada  $t_{\delta_i}$  tüm  $i$ 'ler için  $H_0 : \delta_i = 0$  testinin istatistiğidir. Bu durum için gecikme sayısı daima sıfır (tüm  $i$ 'ler için  $p_i = 0$ ) alınmaktadır.

IPS,  $\bar{t}_{\text{bar}}$  testi için kritik değerleri ADF regresyonunun kesmeli ve/veya trendli olması durumları için farklı sayıdaki  $N$  ve  $T$ 'leri dikkate alarak simülasyon yardımı ile belirlemişlerdir. Ancak bazı durumlarda yatay kesit birimleri için gecikme uzunluğu sıfırdan farklı olabilir. Bu nedenle IPS  $\bar{t}_{\text{bar}}$  istatistiğini standardize ederek asimptotik standart normal dağılıma uygun ( $N(0,1)$ ) yeni bir test ortaya koymuşlardır.

Sabit tutulan  $N$  için zaman serilerinden elde edilen sonuçlar ile başlanmaktadır.

$$t_{\delta_i} \Rightarrow \frac{\int_0^1 W_{iz} dW_{iz}}{\left[ \int_0^1 W_{iz}^2 \right]^{1/2}} = t_{iT} \quad (3.11)$$

Burada  $T \rightarrow \infty$  'a giderken,  $\int W(r)dr$  Weiner integralidir. IPS,  $t_{iT}$ 'nin IID ve sonlu bir ortalama ile varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır. Sonraki aşamada

$$\frac{\sqrt{N} \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} E(t_{iT} | \delta_i = 0) \right)}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(t_{iT} | \delta_i = 0)}} \Rightarrow N(0,1) \quad (3.12)$$

hesaplanır.

**Tablo 3.2:  $\bar{t}_{\text{bar}}$  İstatistiği için Kritik Değerler (Kesmeli Model)**

T	5	10	15	20	25	30	40	50	60	70	100
N											
<b>% 1</b>											
5	-3.79	-2.66	-2.54	-2.50	-2.46	-2.44	-2.43	-2.42	-2.42	-2.40	-2.40
7	-3.45	-2.47	-2.38	-2.33	-2.32	-2.31	-2.29	-2.28	-2.28	-2.28	-2.27
10	-3.06	-2.32	-2.24	-2.21	-2.19	-2.18	-2.16	-2.16	-2.16	-2.16	-2.15
15	-2.79	-2.14	-2.10	-2.08	-2.07	-2.05	-2.04	-2.05	-2.04	-2.04	-2.04
20	-2.61	-2.06	-2.02	-2.00	-1.99	-1.99	-1.98	-1.98	-1.98	-1.97	-1.97
25	-2.51	-2.01	-1.97	-1.95	-1.94	-1.94	-1.93	-1.93	-1.93	-1.93	-1.92
50	-2.20	-1.85	-1.83	-1.82	-1.82	-1.82	-1.81	-1.81	-1.81	-1.81	-1.81
100	-2.00	-1.75	-1.74	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73
<b>% 5</b>											
5	-2.76	-2.28	-2.21	-2.19	-2.18	-2.16	-2.16	-2.15	-2.16	-2.15	-2.15
7	-2.57	-2.17	-2.11	-2.09	-2.08	-2.07	-2.07	-2.06	-2.06	-2.06	-2.05
10	-2.42	-2.06	-2.02	-1.99	-1.99	-1.99	-1.98	-1.98	-1.97	-1.98	-1.97
15	-2.28	-1.95	-1.92	-1.91	-1.90	-1.90	-1.90	-1.89	-1.89	-1.89	-1.89
20	-2.18	-1.89	-1.87	-1.86	-1.85	-1.85	-1.85	-1.85	-1.84	-1.84	-1.84
25	-2.11	-1.85	-1.83	-1.82	-1.82	-1.82	-1.81	-1.81	-1.81	-1.81	-1.81
50	-1.95	-1.75	-1.74	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73	-1.73
100	-1.84	-1.68	-1.67	-1.67	-1.67	-1.67	-1.67	-1.67	-1.67	-1.67	-1.67
<b>% 10</b>											
5	-2.38	-2.10	-2.06	-2.04	-2.04	-2.02	-2.02	-2.02	-2.02	-2.02	-2.01
7	-2.27	-2.01	-1.98	-1.96	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-1.94	-1.95	-1.94
10	-2.17	-1.93	-1.90	-1.89	-1.88	-1.88	-1.88	-1.88	-1.88	-1.88	-1.88
15	-2.06	-1.85	-1.83	-1.82	-1.82	-1.82	-1.81	-1.81	-1.81	-1.81	-1.81
20	-2.00	-1.80	-1.79	-1.78	-1.78	-1.78	-1.78	-1.78	-1.78	-1.77	-1.77
25	-1.96	-1.77	-1.76	-1.75	-1.75	-1.75	-1.75	-1.75	-1.75	-1.75	-1.75
50	-1.85	-1.70	-1.69	-1.69	-1.69	-1.69	-1.68	-1.68	-1.68	-1.68	-1.69
100	-1.77	-1.64	-1.64	-1.64	-1.64	-1.64	-1.64	-1.64	-1.64	-1.64	-1.64

**Kaynak:** Im Kyung So, M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 2003, pp. 53-74.

**Not:** Tabloda gösterilen kritik değerler 50,000 tekrarlı stokastik simülasyon sonucunda elde edilmiştir.  $\bar{t}_{\text{bar}}$  istatistiği bireysel ADF'lerin kesmeli ve trendsiz regresyonundan elde edilen t-istatistiklerinin ortalamasıdır.

Veri üretme süreci  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $Y_{i0} = 0$  olmak üzere  $y_{it} = y_{it-1} + \varepsilon_{it}$  modeline göre gerçekleştirilmiştir. Burada  $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$  olarak tanımlanmaktadır.

**Tablo 3.3:  $\bar{t}_{bar}$  İstatistiği için Kritik Değerler (Kesmeli ve Trendli Model)**

T	5	10	15	20	25	30	40	50	60	70	100
N											
% 1											
5	-8.12	-3.42	-3.21	-3.13	-3.09	-3.05	-3.03	-3.02	-3.00	-3.00	-2.99
7	-7.36	-3.20	-3.03	-2.97	-2.94	-2.93	-2.90	-2.88	-2.88	-2.87	-2.86
10	-6.44	-3.03	-2.88	-2.84	-2.82	-2.79	-2.78	-2.77	-2.76	-2.75	-2.75
15	-5.72	-2.86	-2.74	-2.71	-2.69	-2.68	-2.67	-2.65	-2.66	-2.65	-2.64
20	-5.54	-2.75	-2.67	-2.63	-2.62	-2.61	-2.59	-2.60	-2.59	-2.58	-2.58
25	-5.16	-2.69	-2.61	-2.58	-2.58	-2.56	-2.55	-2.55	-2.55	-2.54	-2.54
50	-4.50	-2.53	-2.48	-2.46	-2.45	-2.45	-2.44	-2.44	-2.44	-2.44	-2.43
100	-4.00	-2.42	-2.39	-2.38	-2.37	-2.37	-2.36	-2.36	-2.36	-2.36	-2.36
% 5											
5	-4.66	-2.98	-2.87	-2.82	-2.80	-2.79	-2.77	-2.76	-2.75	-2.75	-2.75
7	-4.38	-2.85	-2.76	-2.72	-2.70	-2.69	-2.68	-2.67	-2.67	-2.66	-2.66
10	-4.11	-2.74	-2.66	-2.63	-2.62	-2.60	-2.60	-2.59	-2.59	-2.58	-2.58
15	-3.88	-2.63	-2.57	-2.55	-2.53	-2.53	-2.52	-2.52	-2.52	-2.51	-2.51
20	-3.73	-2.56	-2.52	-2.49	-2.48	-2.48	-2.48	-2.47	-2.47	-2.46	-2.46
25	-3.62	-2.52	-2.48	-2.46	-2.45	-2.45	-2.44	-2.44	-2.44	-2.44	-2.43
50	-3.35	-2.42	-2.38	-2.38	-2.37	-2.37	-2.36	-2.36	-2.36	-2.36	-2.36
100	-3.13	-2.34	-2.32	-2.32	-2.31	-2.31	-2.31	-2.31	-2.31	-2.31	-2.31
% 10											
5	-3.73	-2.77	-2.70	-2.67	-2.65	-2.64	-2.63	-2.62	-2.63	-2.62	-2.62
7	-3.60	-2.68	-2.62	-2.59	-2.58	-2.57	-2.57	-2.56	-2.56	-2.55	-2.55
10	-3.45	-2.59	-2.54	-2.52	-2.51	-2.51	-2.50	-2.50	-2.50	-2.49	-2.49
15	-3.33	-2.52	-2.47	-2.46	-2.45	-2.45	-2.44	-2.44	-2.44	-2.44	-2.44
20	-3.26	-2.47	-2.44	-2.42	-2.41	-2.41	-2.41	-2.40	-2.40	-2.40	-2.40
25	-3.18	-2.44	-2.40	-2.39	-2.39	-2.38	-2.38	-2.38	-2.38	-2.38	-2.38
50	-3.02	-2.36	-2.33	-2.33	-2.33	-2.32	-2.32	-2.32	-2.32	-2.32	-2.32
100	-2.90	-2.30	-2.29	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28

**Kaynak:** Im Kyung So, M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 2003, pp. 53-74.

**Not:** Tabloda gösterilen kritik değerler 50,000 tekrarlı stokastik simülasyon sonucunda elde edilmiştir.  $\bar{t}_{bar}$  istatistiği bireysel ADF'lerin kesmeli ve trendli regresyonundan elde edilen t-istatistiklerinin ortalamasıdır. Veri üretme süreci  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $Y_{i0} = 0$  olmak üzere  $Y_{it} = Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$  modeline göre gerçekleştirilmiştir. Burada  $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$  olarak tanımlanmaktadır.

Burada da  $N \rightarrow \infty$  'a giderken, Lindeberg-Levy merkezi limit teoremi ile

$$W_{\bar{t}_{\text{bar}}} = \frac{\sqrt{N} \left( \bar{t}_{\text{bar}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E(t_{iT} | \delta_i = 0) \right)}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}(t_{iT} | \delta_i = 0)}} = \frac{\sqrt{N} (\bar{t}_{\text{bar}} - E(t_{iT}))}{V(t_{iT})} \quad (3.13)$$

yazılabilir. Ayrıca IPS,  $E(t_{iT} | \delta_i = 0)$  ve  $\text{Var}(t_{iT} | \delta_i = 0)$ 'nın değerlerini farklı zaman periodu ve N birim için simülasyonlar ile elde etmişlerdir. IPS yapmış oldukları Monte Carlo çalışmalarında ADF regresyonunda gecikme uzunluğu yeteri kadar büyük alındığında  $\bar{t}_{\text{bar}}$  istatistiğinin ve dolayısıyla  $W_{\bar{t}_{\text{bar}}}$  istatistiğinin küçük örneklem performansı LLC panel birim kök testine göre daha iyi olduğunu ortaya koymuşlardır.

### C. BREITUNG (2000) SINAMASI

Levin ve Lin (1993) ve IPS (1997) panel birim kök sınamaları  $N/T \rightarrow 0$  için  $N \rightarrow \infty$  olmasını gerektirir. Diğer bir ifadeyle N'nin T'den görece olarak küçük olmasını temel almaktadır. IPS (1997) tarafından yapılan simülasyon çalışmalarında hem Levin ve Lin hem de IPS panel birim kök testlerinin N'nin T'den büyük olduğu durumlarda örneklem boyutu çarpıklığı (size distortion) meydana geldiği gösterilmektedir. Breitung (2000) çalışmasında Levin ve Lin ve IPS panel birim kök testlerinin yerel güçlerinin ardışık alternatiflerine karşılık çalışmalar yapmıştır. Bulduğu sonuca göre Levin ve Lin ve IPS sınamalarının birim trend içermesi durumunda testlerin güçleri dikkat çekecek düzeyde düşmektedir. Dolayısıyla simülasyon çalışmaları Levin ve Lin ve IPS sınamalarının deterministik terimlerin spesifikasyonuna oldukça duyarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Breitung (2000), Monte Carlo deneyleri sonucunda Levin ve Lin ve IPS

sınamalarına göre önemli ölçüde daha güçlü ve sapma ayarlamasını dikkate almayan yeni bir test panel birim kök sınaması geliştirmiştir<sup>10</sup>.

Breitung (2000)'nin sapma ayarlamasız panel birim kök testi aşağıdaki adımlardan oluşur:

**Adım 1:** Breitung (2000) panel birim kök sınamasının birinci adımı LLC testindeki gibidir.

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m=1,2,3 \text{ ve } i=1,2,3,\dots,N \text{ için} \quad (3.14)$$

Fakat  $\hat{\varepsilon}_{it}$  ve  $\hat{u}_{it-1}$  kalıntılarını bulmak için sadece  $\Delta y_{it-L}$  ( $L=1,2,3,\dots,p_i$ ) kullanılmaktadır. Daha sonra LLC'de olduğu gibi yatay kesitsel birimler arasındaki heterojenliği kontrol altına almak için  $\hat{\varepsilon}_{it}$  ve  $\hat{u}_{it-1}$  tahmin edilen regresyonun standart hatası ile normalleştirilir. Diğer bir ifadeyle farklı i birimlerin varyanslarını kontrol edebilmek için bu kalıntılar  $\tilde{\varepsilon}_{it} = \frac{\hat{\varepsilon}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}}$  ve  $\tilde{u}_{it-1} = \frac{\hat{u}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}}$  şeklinde standardize edilir.

**Adım 2:**  $\hat{\varepsilon}_{it}$  kalıntıları Arellano ve Bover (1995) tarafından ortaya konulan ortogonalizasyon dönüşümü aşağıdaki şekilde yapılır:

$$e_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left( \tilde{\varepsilon}_{it} - \frac{\tilde{\varepsilon}_{it+1} + \dots + \tilde{\varepsilon}_{iT}}{T-t} \right) \quad (3.15)$$

Aynı zamanda

$$v_{it-1}^* = \tilde{v}_{it-1} - \tilde{v}_{i1} - \frac{t-1}{T} \tilde{v}_{iT} \quad (\text{kescmeli ve trendli})$$

<sup>10</sup> Breitung, Jörg, "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", *Advances in Econometrics*, 15, 2000, pp. 161–177.

$$v_{it-1}^* = \tilde{v}_{it-1} - \tilde{v}_{i1} \quad (\text{kesmeli ve trendsiz})$$

$$v_{it-1}^* = \tilde{v}_{it-1} \quad (\text{kesmesiz ve trendsiz})$$

olarak hesaplanır.

**Adım 3:** Son adımda aşağıdaki pooled regresyon tahmin edilir:

$$e_{it}^* = \delta v_{it-1}^* + \varepsilon_{it}^* \quad (3.16)$$

Breitung (2000), aynen LLC (2002)'de olduğu gibi panel birim kök testini ortak durağanlık veya durağan-dışılık altında gerçekleştirmektedir. Yani sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir<sup>11</sup>.

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_0 : \delta < 0$$

Burada sıfır hipotezi için t-istatistiği bulunur. Buradaki t-istatistiği  $N(0,1)$  ile standart normal dağılım göstermektedir. Ayrıca Breitung (2000) panel birim kök testinde Kernel hesaplamasına ihtiyaç duymamaktadır.

#### **D. MADDALA VE WU (1999) SINAMASI**

Levin ve Lin (1992, 1993) sınaması panel birim kök araştırılırken kullanılan popüler bir sınamadır. Bunun nedenlerinden birisi, paneldeki her bir birim için Dickey-Fuller (DF), ADF ve Phillips-Perron (PP) sınamaları uygulandığında, bu sınamaların gücünün panel birim kök sınamalarına göre zayıf olmasıdır. Dolayısıyla panel veriler sözkonusu

---

<sup>11</sup> Hlouskova, Jaroslava - Wagner, Martin, "The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study", *Econometric Reviews*, 25, 1, 2006, pp. 85-116.

olduğundan panel birim kök sınamalarının kullanılması testin gücünü arttırmaktadır. Panel veriler için birim kök sınaması birçok yaklaşımla yapılmaktadır. Quah (1994) bu alandaki çalışmaları başlatmış ve panel birim kökler için asimptotik normal dağılımı önermiştir.

Maddala ve Wu (1999) sınaması, her birim için uygulanan birim kök testlerinden elde edilen p-değerlerini birleştirerek bir test ortaya koymaktadır. Basitçe aşağıdaki modelin ele alındığı düşünülün:

$$\Delta y_{it} = \delta_i y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, 3, \dots, T \text{ için} \quad (3.17)$$

Burada panel birim kök araştırmak için; birim kök olduğunu ileri süren sıfır hipotezi  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  için  $H_0 : \delta_i = 0$  iken, durağanlığı gösteren alternatif hipotez  $H_0 : \delta_i < 0$  kullanılmaktadır. Bu sınamalara genel olarak Fisher tipi sınamalar denilmektedir.

Sonlu örneklem için (N küçük olduğunda) Fisher tipi sınama farklı testlerden elde edilen olasılık düzeylerinin (p-değerlerinin) bir birleşimine göre birim kök testini gerçekleştirmektedir. Eğer test istatistikleri sürekli ise olasılık düzeyleri  $p_i$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, N$  için) bağımsız uniform (0,1) değişkenler ortaya koyar ve  $-2 \log_e p_i$  (veya  $-2 \ln(p_i)$ ) iki serbestlik dereceli bir  $\chi^2$  dağılımı gösterir. Fisher (1932) tarafından önerilen bu testte her bir birim için  $\chi^2$  değişkenlerinin toplamı  $2N$  serbestlik dereceli  $\chi^2_{2N}$  dağılımına sahip olur.

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \log_e p_i \Rightarrow P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad (3.18)$$

Parametrik olmayan bu sınama dengeli bir paneli gerektirmemesi yönünden IPS panel birim kök testine göre daha avantajlıdır. Aynı zamanda birimlere uygulanan ADF regresyonunda farklı gecikmeler için de kullanılabilir. Fisher tipi sınamanın bir diğer

avantajı da herhangi bir birim kök testine göre uyarlanabilmesidir. Ancak dezavantajı p-değerlerinin Monte Carlo simülasyonu ile türetilmesidir<sup>12</sup>.

Eğer yatay kesit bağımsızlığı ihlal edilirse asimptotik test istatistiği şu şekilde oluşturulmaktadır.

$$\bar{p} = \frac{\sqrt{N}(\bar{p}_i - 2)}{2} \quad (3.19)$$

Burada  $\bar{p}_i = -\frac{2}{N} \sum_{i=1}^N \ln(p_i)$  olarak hesaplanmaktadır. Buradaki test istatistiği N(0,1) ile standart normal dağılım göstermektedir<sup>13</sup>.

EViews gibi ekonometrik paket programlarda Maddala ve Wu (1999) sınaması, hem ADF birim kök testinden hem de Phillips-Perron birim kök testinden elde edilen  $\bar{p}_i$  değerlerine göre hesaplanmaktadır. ADF birim kök testinden hesaplanan Maddala ve Wu (1999) sınamasına Fisher-ADF, Phillips-Perron birim kök testinden hesaplanan Maddala ve Wu (1999) sınamasına da Fisher-PP istatistiği denilmektedir.

Maddala ve Wu (1999) sınaması birim kök araştırılırken kullanılabilir gibi eştümleşme için de kullanılabilir. Sınamamın bu şekilde kullanılabilmesi için yeni bir teorik ispata gerek duyulmamaktadır.

## E. CHOI (2001) SINAMASI

Levin ve Lin (1992, 1993) panel veriler için birim kök testini ayarlanmış t-istatistiğine göre düzenlemiştirlerdir. Bu yaklaşım makroekonomik ve finansal araştırmalarda oldukça popüler olmuştur. Fakat Levin ve Lin sınaması tüm birimlerin hem sıfır hem de alternatif hipotez altında aynı otoregresif (AR) yapıya sahip olduğu varsayımına

---

<sup>12</sup> Maddala, G.S. - Shaowen Wu, "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, pp. 631–652.

<sup>13</sup> Ahlgren, Niklas - Sjö, Bo - Zhang, Jianhua, "Panel Cointegration of Chinese A and B Shares", *Working Papers in Economics*, 300, 2008, pp. 1-36.



dayanmaktadır. IPS (1997) panel birim kök sınaması için olabilirlik oranı ve ADF testlerinin ortalamasını kullanmışlardır.

Tüm bu testler birimlerin sayısının sonsuz olmasını gerektirmektedir. Bu koşul olmaksızın testlerin asimptotik normallikleri sağlanamaz. Üstelik  $N, T \rightarrow \infty$  olarak alınan bu sınamalar için, ya Levin ve Lin ve IPS'de  $N/T \rightarrow 0$  ya da Quah (1994)'de  $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$  varsayımlarına ihtiyaç vardır. Bu gereksinim çoğu pratik uygulamalarda sağlanamamaktadır. Çünkü  $N, T$ 'den görece olarak küçük ya da büyük olmaktadır. Bu durumda da örneklem boyutunun hacim çarpıklığı meydana gelmektedir. İkinci olarak Levin ve Lin ve IPS sınamalarında tüm birimler için aynı deterministik bileşenlerinin olduğu varsayılmaktadır. Örneğin bir birimde deterministik trend olduğu belirlendikten sonra diğer birimlerde de otomatik olarak deterministik trend olduğu varsayılmaktadır. Diğer bir ifadeyle her birim için deterministik bileşenler ayrı ayrı belirlenmemektedir. Üçüncü olarak Levin ve Lin ve IPS, tüm birimler için aynı sayıda zaman dönemi olduğunu varsaymaktadır. Yani dengeli panel veriler için uygulanmaktadır. Oysaki zaman dönemleri de her birimde farklı olabilmektedir. IPS'de bu durum göz önüne alınmasına rağmen momentlerin hesaplanmasını gerektirdiği için uygulanması zordur. Son olarak Levin ve Lin birim kök sınaması birimleri bütün olarak almaktadır. Yani bütün birimlerin ortak birim kök olduğu sıfır hipotezine karşılık, alternatif hipotez birimlerin hiçbirinde birim kök olmadığıdır. Ancak bazı birimlerde birim kök yokken bazılarında olabilir.

Tüm bu sınırlamalar önceki birim kök sınamalarının uygulanmasının kısıtlı olduğu anlamına gelir. Bu nedenle Choi (2001) panel birim kök sınaması önceki testlere göre daha genel varsayımlar altında uygulanacak bir test önermişlerdir. İlk olarak Choi (2001) sınaması sonlu ve sonsuz sayıda  $N$  gözlemlerine uyarlanabilir. İkinci olarak her birimin farklı bir deterministik yapıya sahip olduğunu dikkate almaktadır. Üçüncü olarak her birimin farklı zaman boyutuna sahip olacağı dikkate alınmaktadır. Dördüncü olarak ise panel biriminde yer alan bazı serilerin durağan iken bazılarının durağan-dışı olabileceği göz önünde bulundurulmaktadır.  $N$  sonlu olduğunda Choi (2001) sınaması en az bir birimin birim kök içermediği alternatif hipoteziyle tutarlıdır.  $N$  sonsuz olduğunda birim kök içermeyen birim sayısı aynı oranda büyümektedir.

Choi (2001) tarafından geliştirilen panel birim kök sınaması  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için aşağıdaki modeli temel almaktadır.

$$y_{it} = d_{it} + x_{it} \quad (3.20)$$

Burada  $d_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}t + \dots + \beta_{im_i}t^{m_i}$  ve  $x_{it} = \alpha_i x_{i(t-1)} + u_{it}$ 'dir. Model yapısı incelendiğinde  $y_{it}$ 'nin deterministik bileşen  $d_{it}$  ve stokastik bileşen  $x_{it}$ 'nin toplamı olarak alındığı görülmektedir. Choi (2001) sınaması her birimin farklı zaman perioduna sahip olması veya hata terimi  $u_{it}$ 'nin heteroskedastik olması durumunda da kullanılabilir. Ayrıca serilerin deterministik bileşenlerinde (ortalama veya trend) bir yapısal değişim olması durumunda test istatistiği aynen geçerli olmaktadır.

Choi (2001) sınaması için sıfır hipotezi aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$H_0 : \alpha_i = 1 \text{ paneldeki tüm } i\text{'ler için}$$

Burada sıfır hipotezi paneldeki tüm birimlerin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Alternatif hipotez ise sonlu  $N$  için paneldeki en az bir birimin  $H_1 : |\alpha_i| < 1$  durağan olduğunu göstermektedir. Sonsuz  $N$  durumunda ise alternatif paneldeki bazı birimlerin  $H_1 : |\alpha_i| < 1$  durağan olacağını göstermektedir. Bu durum için alternatif hipotez özel bir biçimde paneldeki tüm birimlerin durağan olduğu yönünde de ele alınabilir.

Choi (2001) Fisher'in ters  $\chi^2$  testinin yanında olasılıkları dikkate alan p-değeri test istatistiği için iki farklı test ortaya koymuştur. İlki ters normal testtir.

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \quad (3.21)$$

Burada  $\Phi(\cdot)$  standart kümülatif yoğunluk fonksiyonudur.  $0 \leq p_i \leq 1$ ,  $\Phi^{-1}(p_i) = N(0,1)$  ile bir rassal değişken ve tüm  $i$ 'ler için  $T_i \rightarrow \infty$  giderken  $Z \Rightarrow N(0,1)$ 'dir. İkinci test ise aşağıdaki gibi tanımlanan lojistik testtir.

$$L = \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \quad (3.22)$$

Burada  $\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$  sıfır ortalama ve  $\pi^2/3$  varyansla bir lojistik dağılıma sahiptir. Tüm  $i$ 'ler için  $T_i \rightarrow \infty$ ,  $\sqrt{m}L \Rightarrow t_{5N+4}$  ve  $m = \frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}$ 'dir<sup>14</sup>.

Daha öncede ifade edildiği gibi Choi (2001) p-değeri testi olarak bilinen bu üç (P, Z, L) testin benzer avantajlarını şu şekilde özetler: (1) yatay kesit boyutu N sonlu veya sonsuz olabilir, (2) her bir birim farklı deterministik ve stokastik yapıya sahip olabilir, (3) her bir birim için zaman periodu farklı olabilir, (4) alternatif hipotez paneldeki bazı birimlerin birim kök içermezken diğerlerinin içerebileceğini gösterebilir<sup>15</sup>.

Sonsuz örneklem için (N büyük olduğunda)  $E[-2 \ln(p_i)] = 2$  ve  $\text{Var}[-2 \ln(p_i)] = 4$  olduğu için Choi (2001) p-testlerinin modifiyesini

$$P_m = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2 \ln(p_i) - 2) = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) + 1)$$
 önermiştir. Burada  $P_m$  testine

Lindeberg-Levy merkezi limit teoremi uygulanırsa  $N \rightarrow \infty$  ile tüm  $i$ 'ler için  $T_i \rightarrow \infty$  giderken  $P_m \Rightarrow N(0,1)$ 'dir. Aynı zamanda Lindeberg-Levy merkezi limit teoremi gereği

$$\sqrt{m}L \approx \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N/3}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \Rightarrow N(0,1) \text{ olacaktır. } N=5, 10, 25, 50 \text{ ve } 100 \text{ iken } T=50 \text{ ve}$$

10 alındığı simülasyon çalışmaları küçük N için tüm testlerin ampirik gücünün % 5

<sup>14</sup> Choi, In, "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20, 2001, pp. 249-272.

<sup>15</sup> Baltagi, 2005, p. 245.

nominal değerine yaklaştığını göstermektedir. Ancak N arttıkça tüm testlerin gücü de artmaktadır.

Choi (2001) çalışmasında IPS'nin  $\bar{t}_{bar}$  ve Maddala ve Wu (1999) testlerinin küçük örneklem özelliklerini karşılaştırmıştır. Choi (2001)'in bulduğu sonuçlar şu şekilde özetlenebilir:

- (1) Örneklem hacmi N küçük olduğunda IPS ve Fisher testlerinin ampirik gücünün % 5 nominal değerine yaklaştığını göstermektedir. Fakat Fisher testi N=100 olduğunda küçük (ılıman) boyut dağılımına (size distortions) uğramaktadır. Bu durum asimptotik teori nedeniyle beklenmektedir. Bütün olarak ele alındığında  $\bar{t}_{bar}$  testi en kararlı hacme sahip olmaktadır.
- (2) Hacim ayarlama gücü açısından Maddala ve Wu (1999) testi, IPS'ye göre daha üstündür.
- (3) Modele doğrusal zaman trendi eklendiğinde tüm testlerin gücü azalmaktadır.

Choi (2002) çalışmasında korelasyonlu yatay kesitler için birim kök testi önermektedir. Bu yeni test istatistiği, öncelikle paneldeki her birim için birimleri ortalamasından arındırarak yatay kesitsel korelasyonu elimine etmekte, sonrasında ise deterministik bileşenleri (kesme ve trend) dışlamak için Elliott, Rothenberg ve Stock (1996) GLS yaklaşımını kullanmaktadır. Böylece hem deterministik bileşenler hem de yatay kesitler arasındaki korelasyonlar arındırılmış yeni bir seri elde edilmiş olacaktır. Daha sonrasında bu yeni seriye ADF testi uygulanmaktadır. Diğer bir ifadeyle yatay kesitsel korelasyondan arındırılan seriye ADF-GLS birim kök testi uygulanmaktadır<sup>16</sup>. Burada her bir birim için uygulanan ADF-GLS testinin asimptotik p-değerleri,  $p_i$  olarak tanımlanırsa test istatistikleri şu şekilde oluşturulmaktadır.

$$P_m = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) + 1) \quad (3.23)$$

---

<sup>16</sup> Choi, In, "Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels", *Mimeo*, Hong Kong University of Science and Technology, 2002, pp. 1-26.

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \quad (3.24)$$

ve

$$L^* = \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N / 3}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \quad (3.25)$$

Burada  $P_m$  Fisher (1932) ters ki-kare testinin modifiye edilmiş versiyonudur. Burada yapılan modifikasyon test istatistiğinin  $N \rightarrow \infty$  için standart normal dağılıma sahip olmasını sağlamaktadır. Benzer şekilde  $L^*$  lojistik test istatistiğinin modifiyesidir ve  $N \rightarrow \infty$  için standart normal dağılıma uymaktadır. Böylece Choi (2002) yeni test istatistiklerinin üçü de standart normal dağılım göstermektedir. Burada  $P_m$  test istatistiğinin pozitif ve büyük değerleri için sıfır hipotezi red edilmektedir. Ancak  $Z$  ve  $L^*$  test istatistikleri için negatif büyük değer sıfır hipotezinin red edilmesini sağlamaktadır.

EViews gibi ekonometrik paket programlarda Choi (2001) testi, hem ADF birim kök testinden hem de Phillips-Perron birim kök testinden elde edilen  $p_i$  değerlerine göre hesaplanmaktadır. ADF birim kök testinden hesaplanan Choi (2001) testine ADF-Choi  $Z$ , Phillips-Perron birim kök testinden hesaplanan Choi (2001) testine de PP-Choi  $Z$  istatistiği denilmektedir.

## **F. HADRI (2000) SINAMASI**

Panel birim kök testleri üzerine yapılan çalışmalar ilk çalışmalar Levin ve Lin (1992, 1993), Quah (1994), Im, Pesaran ve Shin (1997) ve Maddala ve Wu (1999) olarak özetlenebilir. Bu panel birim kök testlerinin tamamında birim kökün varlığı sıfır hipotezi ile test edilmektedir. Klasik hipotez testi mantığında aksi güçlü bir kanıtla

ortaya konulmadıkça sıfır hipotezi red edilememektedir. Bu durumda standart birim kök testlerinde sıfır hipotezinin alternatifinden daha güçlü olmadığını, bu nedenle birçok ekonomik serinin sıfır hipotezini red edemediği bulunmuştur. Kwiatkowski vd. (1992) pür zaman serilerinde birim kök sınaması yaparken, sıfır hipotezi durağanlık ve alternatifi durağan-dışılık olan bir test geliştirmişlerdir. Hadri (2000)'de sıfır hipotezi paneldeki herhangi bir birimde birim kök olmadığı iken, alternatif hipotezi panelde birim kök olduğunu ileri süren ve kalıntılardan hesaplanan Lagrange Çarpanları (LM) testini ortaya koymuştur. Hadri (2000) panel birim kök sınaması temelde Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen ve KPSS olarak adlandırılan testin, birimler (i) ve zaman (t) boyunca hata terimi  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  dağılım gösterecek şekilde geliştirilmiş biçimdir<sup>17</sup>. Hadri (2000) aynı zamanda birimlerin heterojen dağılımları durumunda panel birim kök testinin nasıl uygulanacağını da hesaplamıştır. Üstelik Hadri (2000)'de hata teriminde serisel korelasyon ve heteroskedastisite problemi olduğunda, heteroskedastisiteye tutarlı testin nasıl uygulanacağı gösterilmektedir.

Panel birim kök testlerinde yatay kesitsel birimlerin sayısı attığında testin gücünün arttığı bulunmuştur<sup>18</sup>. Diğer bir önemli husus ise panel birim kök testlerinin asimptotik test istatistikleri asimptotik normal olmasıdır. Hadri (2000) sınaması farklı birim sayısı N ve büyük zaman boyutu T için uygulanabilir. Daha doğrusu Hadri (2000) hata terimi temiz-dizi (white noise) iken, zaman serilerinde görülen deterministik trend, rassal yürüyüş gibi genel yapıları panel verilere uyarlamıştır. Sıfır hipotezi trend durağanlığı gösterdiği için elde edilecek rassal yürüyüş hipotezinin varyansı sıfır olacaktır<sup>19</sup>. Rassal yürüyüşün normal ve durağan hatalarında temiz-dizi olduğu varsayımı altında trend durağan hipotez için tek yanlı Lagrange Çarpanları (LM) istatistiği yerel en iyi değişmezlik (local best invariant (LBI)) gibi algılanabilir. KPSS testi LM<sub>c</sub> testi ile benzer biçimde belirlenmektedir. Dolayısıyla LM istatistiğinin oluşumu önem arz etmektedir. LM testinde sıfır hipotezi, rassal yürüyüşün sıfır

---

<sup>17</sup> Hadri, Kaddour, "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *Econometrics Journal*, 3, 2000, pp. 148–161.

<sup>18</sup> Hadri, Kaddour - Larsson, Rolf, "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data Where the Time Dimension is Finite", *Econometrics Journal*, 8, 2005, pp. 55–69.

<sup>19</sup> Kwiatkowski, Denis et al., "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 1992, pp. 159-178.

varyansa sahip olduğunu ve serinin deterministik trendin, rassal yürüyüşün ve durağan hataların toplamı ile açıklandığını ima eder.

Hadri (2000) sınama sürecini açıklamak için aşağıdaki iki model ele alınabilir:

$$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.26)$$

$$y_{it} = r_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it} \quad (3.27)$$

Burada  $r_{it}$  rassal yürüyüş yapısı göstermektedir:

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it} \quad (3.28)$$

Burada  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $y_{it}$  tüm birimler için durağanlık testi gerçekleştirilecek seridir. Ayrıca zaman boyutu  $t$  ve birim boyutu  $i$  boyunca hem  $\varepsilon_{it} \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2 > 0)$  hem de  $u_{it} \sim \text{NID}(0, \sigma_u^2 \geq 0)$ 'dir. Denklem (3.28)'in geçmiş dönemleri için Model (3.27)'de yerine yazılımı aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\begin{aligned} y_{it} &= r_{i0} + \beta_i t + \sum_{t=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= r_{i0} + \beta_i t + e_{it} \end{aligned} \quad (3.29)$$

Model sadece kesmeli olsaydı şu şekilde tanımlanacaktı.

$$\begin{aligned} y_{it} &= r_{i0} + \sum_{t=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= r_{i0} + e_{it} \end{aligned} \quad (3.30)$$

Burada  $e_{it} = \sum_{t=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it}$  'dir. Eğer durağanlığı gösteren sıfır hipotezi  $H_0 : \sigma_u^2 = 0$  olarak gösterilirse  $e_{it}$ ,  $\varepsilon_{it}$  'nin özelliğini yansıtacağı için  $\Gamma_{it}$  sabit olacaktır. Ancak  $H_0 : \sigma_u^2 \neq 0$  ise  $e_{it}$  durağan-dışı olacağından  $\Gamma_{it}$  rassal yürüyüş özelliği yansıtacaktır<sup>20</sup>. Bu durum yerel en iyi değişmezliğin (Local Best Invariant, LBI) bulunması için kullanılabilir. Daha açık olarak test istatistiği aşağıdaki yapıyı temel alır:

$$\begin{aligned} H_0 : \lambda &= 0 \\ H_1 : \lambda &> 0 \end{aligned} \quad (3.31)$$

Burada  $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2}$  'dir. Bu nedenle hem tek yönlü LM hem de LBI istatistikleri olduğundan LM istatistiği  $\lambda = 0$  hipotezi için kullanılmaktadır.

Denklem (3.29)'da olduğu gibi  $y_{it}$  'nin kesme ve zaman trendi üzerine regresyonunda veya denklem (3.30)'da olduğu gibi sadece kesme üzerine regresyonundan tahmin edilen kalıntılar  $\hat{\varepsilon}_{it}$  kullanılarak LM (ve LBI) aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$LM_1 = \frac{\frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \right)}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (3.32)$$

Burada  $S_{it}$  denklem (3.29) veya (3.30) regresyonundan bulunan kalıntıların kısmi toplamıdır ve  $S_{it} = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{is}$  ile hesaplanır.  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ ,  $H_0 : \lambda = 0$  hipotezi altında  $\sigma_\varepsilon^2$  'nin tutarlı tahmincisidir ve  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2$  olarak bulunur. Fakat Hadri (2000)'de simülasyon

---

<sup>20</sup> Hadri, 2000, pp. 148–161.



çalışmaları sonucu, küçük (sonlu) örneklem için bu tahmincinin serbestlik derecesiyle düzeltilmesi gerektiğini göstermektedir.

Ayrıca Hadri (2000)'de birimlerin heteroskedastik olmaları durumunda  $\sigma_{\epsilon_i}^2$  olarak tanımlanan varyans için alternatif bir LM testi önermektedir<sup>21</sup>:

$$LM_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_{\epsilon_i}^2} \right) \quad (3.33)$$

Test istatistiği  $Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta}$  ile asimptotik olarak standart normal dağılım (N(0,1))

özellği gösterir. Burada eğer model kesme ve trend içeriyorsa  $\xi = \frac{1}{6}$  ve  $\zeta^2 = \frac{1}{45}$  'tir.

Ancak model sadece kesme içeriyorsa  $\xi = \frac{1}{15}$  ve  $\zeta^2 = \frac{11}{6300}$  'dür. Örneğin EViews

paket programı her iki test istatistiğini de hesaplamaktadır. Hadri (2000) çalışmasında yaptığı Monte Carlo simülasyonunu kullanarak örneklem hacmi N ve zaman boyutu T'nin yeterince büyük olması durumunda testin ampirik gücünün % 5 nominal değerine yaklaştığını göstermektedir.

## G. PESARAN (2007) SINAMASI

Şu ana kadar üzerinde durulan panel birim kök sınamalarının tamamı yatay kesitsel birimlerin bağımsız olduğu varsayılırken, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen test yatay kesitsel birimlerin bağımlı olduğu durumu farklı bir yaklaşımla ele almıştır. Pesaran (2007)'de birim kök sınaması uygulanırken, gecikmeli yatay kesitsel ortalamalar ve tekli faktör modelinden geçen yatay kesitsel bağımlılığı yakalayabilmek

---

<sup>21</sup> Baltagi, 2005, p. 244.

için birinci farkları içeren standart ADF regresyonu kullanılmaktadır<sup>22</sup>. Bu test istatistiği yatay kesitsel ADF veya CADF olarak anılmaktadır.

CADF panel birim kök sınaması IPS (2003) tarafından geliştirilen t-bar, Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen ters ki-kare (veya P-testi) ve Choi (2001) tarafından geliştirilen ters normal (veya Z testi) testlerinin modifiye edilmiş biçimlerini içermektedir<sup>23</sup>. Yatay kesit bağımlılığı altında panel birim kök testini açıklamak için t-zamanında i'inci yatay kesit birimlerin gözlemini göstermek üzere  $y_{it}$  ele alınmaktadır.  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için basit dinamik doğrusal heterojen panel veri modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad (3.34)$$

Burada hata terimi  $u_{it}$  tek faktörlü olarak

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.35)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Hata teriminde tanımlanan  $f_t$  gözlenemeyen ortak etkileri,  $\varepsilon_{it}$  ise birime özgü (idiosyncratic) hataları göstermektedir. Denklem (3.34) ve denklem (3.35)'i aşağıdaki gibi yazmak mümkündür.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3.36)$$

Burada  $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$ ,  $\beta_i = -\phi_i$  ve  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$  olarak tanımlanmaktadır. İlgilenilen birim kök hipotezi  $\phi_i = 1$  şeklinde veya alternatif olarak tüm i'ler için

<sup>22</sup> Baltagi, Badi H. - Pesaran, M. Hashem, "Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, pp. 232-232.

<sup>23</sup> Pesaran, M. Hashem, "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, pp. 265-312.

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad (3.37)$$

hipotezine karşılık heterojen alternatif hipotez şu şekilde kurulmaktadır.

$$H_1 : \beta_i < 0, i = 1, 2, 3, \dots, N_1 \text{ için ve } \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \quad (3.38)$$

Burada aslında  $N_1/N$  oranı birimlerin durağanlık yansıması oranıdır. Bu oran sıfır değildir ve  $N \rightarrow \infty$  için  $0 < \delta \leq 1$  aralığında tanımlanan ve sabit bir değer olan  $\delta$  'ya yaklaşmaktadır. Bu koşul panel birim kök testinin tutarlılığı için gereklidir. Ayrıca  $\varepsilon_{it}$  sıfır ortalama ve sonlu bir  $\sigma_i^2$  varyansla bağımsız dağıldığı, gözlenemeyen ortak etkiler  $f_t$  sabit ortalama ve  $\sigma_f^2$  varyansla serisel korelasyonsuz olduğu ve  $\varepsilon_{it}$ ,  $f_t$  ve  $\gamma_i$  'nin tüm  $i$ 'ler için bağımsız dağıldığı varsayılmaktadır.

Tek faktörlü birim kök testini uygulayabilmek için aşağıdaki gibi tanımlanan basit bir CADF regresyonunda tahmin edilen  $b_i$  'nin  $t_i(N, T)$  olarak tanımlanan t-oranı kullanılmaktadır.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (3.39)$$

Burada  $\bar{y}_t$  tüm  $N$  gözlemin  $t$  zamanındaki ortalamasıdır. Gecikmeli yatay kesitsel ortalamalar ve tekli faktör modelinden geçen yatay kesitsel bağımlılığı yakalayabilmek için bağımlı değişkenin bir gecikmeli değeri hesaplanır. Bu modeldeki t-istatistiği her yatay kesit birim için hesaplandığından  $t_i(N, T) = CADF_i$  olarak adlandırılmaktadır. Eğer hata teriminde veya faktörlerde serisel korelasyon varsa, regresyon tek değişkenli durumda olduğu gibi genişletilmektedir (artırılmaktadır). Yani hem  $y_{it}$  hem de  $\bar{y}_t$  gecikmeli farkı eklenmelidir. Dolayısıyla model şu şekilde yazılabilir.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \delta_{ij} \Delta y_{it-j} + e_{it} \quad (3.40)$$

Burada geliştirme (artırma) derecesi bilgi kriterleri veya ardışık testler ile belirlenmektedir. Paneldeki her bir i birimi için CADF regresyonu tahmin edildikten sonra, Pesaran (2007)'de, IPS t-bar istatistiğini temel alan yatay kesitsel genişletilmiş CIPS istatistiğini bulabilmek için CADF olarak verilen t-istatistiklerinin ortalaması alınmaktadır.

$$CIPS_{t\text{-bar}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (3.41)$$

Burada tanımlanan CIPS Pesaran (2007)'nin tanımladığı ilk test istatistiğidir. CIPS istatistiğinin bileşik asimptotik dağılımı standart değildir ve kritik değerler farklı N ve T için farklı değerler almaktadır. Pesaran (2007) CADF istatistiğini karşılaştırmak amacıyla kesmesiz ve trendsiz, kesmeli ve trendsiz ve kesmeli ve trendli model kalıpları için kritik değerleri hesaplamıştır. Bu kritik değerler Tablo 3.4-3.6'da verilmektedir.

Pesaran (2007)'nin üzerinde durduğu ikinci test Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen ters ki-kare veya Fisher testidir. Bu test istatistiği denklem (3.39) veya (3.40) ile tanımlanan  $b_i$  parametresinin olasılık değerlerini (anlamlılık düzeyini) kullanmaktadır.

$$P(N, T) = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_{iT}) \quad (3.42)$$

Burada  $p_{iT}$  i'inci yatay kesit biriminin birim kök testi için hesaplanan p-değeridir.

**Tablo 3.4: CADF Kritik Değerleri: Kesmesiz ve Trendsiz Model**

N	10	15	20	30	50	70	100	200
T								
% 1 CADF <sub>i</sub>								
10	-4.23	-4.26	-4.21	-4.25	-4.22	-4.25	-4.31	-4.28
15	-3.69	-3.72	-3.67	-3.71	-3.75	-3.75	-3.70	-3.65
20	-3.53	-3.52	-3.48	-3.51	-3.55	-3.51	-3.52	-3.53
30	-3.40	-3.43	-3.38	-3.39	-3.41	-3.41	-3.40	-3.40
50	-3.33	-3.32	-3.33	-3.31	-3.31	-3.35	-3.33	-3.30
70	-3.28	-3.24	-3.29	-3.25	-3.28	-3.30	-3.28	-3.31
100	-3.26	-3.27	-3.25	-3.28	-3.30	-3.26	-3.25	-3.25
200	-3.21	-3.22	-3.25	-3.24	-3.24	-3.24	-3.25	-3.24
% 5 CADF <sub>i</sub>								
10	-2.95	-2.92	-2.91	-2.91	-2.93	-2.94	-2.96	-2.94
15	-2.75	-2.75	-2.75	-2.76	-2.77	-2.77	-2.75	-2.74
20	-2.69	-2.71	-2.70	-2.69	-2.71	-2.69	-2.68	-2.69
30	-2.66	-2.65	-2.66	-2.66	-2.66	-2.66	-2.65	-2.66
50	-2.63	-2.64	-2.63	-2.63	-2.61	-2.63	-2.62	-2.62
70	-2.60	-2.61	-2.61	-2.60	-2.61	-2.62	-2.62	-2.62
100	-2.60	-2.61	-2.61	-2.61	-2.60	-2.62	-2.60	-2.61
200	-2.60	-2.61	-2.60	-2.60	-2.59	-2.60	-2.60	-2.60
% 10 CADF <sub>i</sub>								
10	-2.39	-2.39	-2.37	-2.38	-2.39	-2.38	-2.39	-2.39
15	-2.31	-2.32	-2.31	-2.32	-2.32	-2.32	-2.32	-2.32
20	-2.29	-2.31	-2.30	-2.30	-2.30	-2.30	-2.30	-2.29
30	-2.29	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28	-2.28	-2.27	-2.29
50	-2.28	-2.28	-2.26	-2.28	-2.27	-2.28	-2.26	-2.27
70	-2.26	-2.26	-2.28	-2.26	-2.27	-2.26	-2.27	-2.27
100	-2.26	-2.26	-2.27	-2.27	-2.26	-2.27	-2.26	-2.26
200	-2.26	-2.27	-2.26	-2.27	-2.26	-2.27	-2.27	-2.26

**Kaynak:** Pesaran M. Hashem, "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, pp. 265-312.

**Tablo 3.5: CADF Kritik Değerleri: Kesmeli ve Trendsiz Model**

N	10	15	20	30	50	70	100	200
T								
	% 1 CADF <sub>i</sub>							
10	-5.75	-5.73	-5.78	-5.73	-5.71	-5.72	-5.89	-5.72
15	-4.65	-4.65	-4.62	-4.68	-4.66	-4.64	-4.69	-4.61
20	-4.35	-4.34	-4.32	-4.35	-4.35	-4.33	-4.36	-4.34
30	-4.11	-4.12	-4.11	-4.12	-4.11	-4.12	-4.11	-4.09
50	-3.94	-4.00	-3.99	-3.97	-3.95	-3.99	-3.96	-3.96
70	-3.92	-3.90	-3.91	-3.92	-3.94	-3.93	-3.91	-3.94
100	-3.88	-3.86	-3.87	-3.90	-3.86	-3.85	-3.85	-3.89
200	-3.81	-3.83	-3.84	-3.84	-3.83	-3.85	-3.83	-3.84
	% 5 CADF <sub>i</sub>							
10	-3.93	-3.96	-3.94	-3.97	-3.94	-3.93	-3.96	-3.99
15	-3.53	-3.57	-3.54	-3.55	-3.55	-3.55	-3.57	-3.55
20	-3.43	-3.43	-3.42	-3.43	-3.43	-3.42	-3.44	-3.43
30	-3.36	-3.36	-3.34	-3.34	-3.34	-3.34	-3.33	-3.34
50	-3.29	-3.30	-3.28	-3.27	-3.27	-3.28	-3.28	-3.28
70	-3.26	-3.26	-3.27	-3.27	-3.27	-3.28	-3.26	-3.29
100	-3.24	-3.25	-3.24	-3.27	-3.26	-3.24	-3.24	-3.24
200	-3.22	-3.23	-3.23	-3.24	-3.24	-3.23	-3.24	-3.22
	% 10 CADF <sub>i</sub>							
10	-3.26	-3.27	-3.24	-3.26	-3.25	-3.25	-3.28	-3.27
15	-3.06	-3.08	-3.06	-3.07	-3.07	-3.07	-3.07	-3.06
20	-3.00	-3.02	-3.01	-3.01	-3.01	-3.00	-3.02	-3.01
30	-2.97	-2.98	-2.96	-2.97	-2.97	-2.97	-2.95	-2.97
50	-2.94	-2.95	-2.94	-2.93	-2.94	-2.94	-2.93	-2.94
70	-2.93	-2.94	-2.94	-2.94	-2.93	-2.94	-2.93	-2.94
100	-2.92	-2.92	-2.92	-2.93	-2.93	-2.92	-2.91	-2.92
200	-2.91	-2.92	-2.91	-2.92	-2.92	-2.91	-2.92	-2.91

**Kaynak:** Pesaran M. Hashem, "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, pp. 265-312.

**Tablo 3.6: CADF Kritik Değerleri: Kesmeli ve Trendli Model**

N	10	15	20	30	50	70	100	200
T								
	% 1 CADF <sub>i</sub>							
10	-7.49 (-6.40)	-7.67 (-6.40)	-7.50 (-6.40)	-7.64 (-6.40)	-7.69 (-6.40)	-7.44 (-6.40)	-7.40 (-6.40)	-7.51 (-6.40)
15	-5.44	-5.46	-5.40	-5.50	-5.48	-5.42	-5.49	-5.41
20	-4.97	-4.98	-4.96	-4.97	-5.01	-5.00	-5.02	-4.95
30	-4.67	-4.67	-4.68	-4.69	-4.69	-4.64	-4.68	-4.68
50	-4.49	-4.51	-4.52	-4.51	-4.47	-4.46	-4.48	-4.47
70	-4.41	-4.41	-4.39	-4.41	-4.41	-4.41	-4.40	-4.42
100	-4.35	-4.35	-4.35	-4.34	-4.37	-4.35	-4.35	-4.35
200	-4.28	-4.32	-4.32	-4.30	-4.32	-4.28	-4.30	-4.31
	% 5 CADF <sub>i</sub>							
10	-4.89	-4.93	-4.89	-4.87	-4.91	-4.90	-4.88	-4.88
15	-4.17	-4.17	-4.14	-4.18	-4.17	-4.19	-4.19	-4.17
20	-3.99	-3.99	-4.00	-4.01	-4.01	-4.00	-4.01	-4.01
30	-3.87	-3.88	-3.87	-3.88	-3.87	-3.86	-3.87	-3.87
50	-3.78	-3.79	-3.79	-3.80	-3.78	-3.78	-3.79	-3.79
70	-3.76	-3.75	-3.76	-3.75	-3.76	-3.76	-3.77	-3.78
100	-3.72	-3.74	-3.74	-3.74	-3.74	-3.73	-3.73	-3.74
200	-3.69	-3.71	-3.71	-3.71	-3.72	-3.72	-3.72	-3.71
	% 10 CADF <sub>i</sub>							
10	-4.00	-4.00	-3.99	-4.00	-4.02	-3.99	-4.01	-4.02
15	-3.64	-3.63	-3.62	-3.65	-3.63	-3.63	-3.65	-3.64
20	-3.55	-3.54	-3.55	-3.56	-3.56	-3.55	-3.56	-3.56
30	-3.49	-3.49	-3.49	-3.49	-3.49	-3.49	-3.48	-3.49
50	-3.44	-3.44	-3.44	-3.45	-3.44	-3.43	-3.45	-3.45
70	-3.43	-3.43	-3.43	-3.43	-3.43	-3.44	-3.42	-3.44
100	-3.41	-3.42	-3.42	-3.43	-3.42	-3.42	-3.41	-3.42
200	-3.39	-3.39	-3.41	-3.40	-3.41	-3.41	-3.41	-3.41

**Kaynak:** Pesaran M. Hashem, "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, pp. 265-312.

Pesaran (2007)'nin üzerinde durduğu üçüncü test ise Choi (2001) tarafından geliştirilen ters normal testidir.

$$Z(N, T) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_{iT}) \quad (3.43)$$

Burada  $\Phi(\cdot)$  Choi (2001)'de olduğu gibi standart kümülatif yoğunluk fonksiyonudur.  $0 \leq p_i \leq 1$ ,  $\Phi^{-1}(p_i) = N(0,1)$  ile bir rassal değişken ve tüm  $i$ 'ler için  $T_i \rightarrow \infty$  giderken  $Z \Rightarrow N(0,1)$ 'dir.

Pesaran (2007) panel birim kök testini uygulamadan önce paneldeki birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı testi yapılabilir. Pesaran (2004) çalışmasında küçük  $T$  ve büyük  $N$  için yatay kesit bağımlılık testini önermişlerdir<sup>24</sup>. Pesaran (2004)'ün önerdiği test, Breusch Pagan LM test istatistiği gibi paneldeki birim regresyonlarından elde edilen kalıntıların ikili korelasyonlarının karesini kullanmak yerine ortalamasını temel almaktadır.

Panel verilerde birim kök testlerinin çoğu yatay kesitsel birimlerin bağımsız olduğu varsayımına dayanır. Bu durum yatay kesit boyutu büyük olan panel veriler için doğru olabilir. Fakat birim boyutu  $N$ 'in küçük (örneğin 10 veya daha az gibi) ve zaman boyutu  $T$ 'nin büyük olduğu durumlar görünüşte ilişkisiz regresyon (SUR) denklemi kullanılarak modellerin kalıntılarına dayanan çapraz korelasyonlar birim kök testi için kullanılabilir.

Yatay kesit bağımlılığı için kurulacak hipotezler aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$H_0 : \rho_{ij} = \text{cor}(e_{it}, e_{jt}) = 0 \quad i \neq j \text{ için}$$

$$H_1 : \rho_{ij} \neq 0 \quad \text{bazı } i \neq j \text{ için}$$

<sup>24</sup> Pesaran, M. Hashem, "General Diagnostic Tests for Cross-Section Dependence in Panels", CESifo Working Paper, 1229, 2004, pp. 1-46.



Burada  $e_{it}$  her bir yatay kesitsel birim için T gözlemden elde edilen OLS kalıntılarını gösterirken,  $\rho_{ij}$  hata terimine ilişkin korelasyon katsayısını göstermektedir.  $\rho_{ij}$  aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T e_{it}^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T e_{jt}^2}}$$

Breusch-Pagan (1980) tarafından  $T > N$  için geliştirilen LM testi

$$CD\_LM_1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3.44)$$

şeklinde hesaplanmaktadır ve asimptotik olarak  $N(N-1)/2$  serbestlik derecesinde ki-kare dağılımı göstermektedir.

Pesaran (2004)'ün yatay kesitsel bağımlılık testi ise iki şekilde ele alınmaktadır. Bunlardan ilki N ve T'nin büyük olduğu durumda kullanılabilen yatay kesit bağımlılığı testidir. Bu test istatistiği

$$CD\_LM_2 = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T \hat{\rho}_{ij} - 1 \right) \quad (3.45)$$

biçiminde hesaplanır ve yaklaşık olarak  $N(0,1)$  dağılım sergilemektedir<sup>25</sup>. Pesaran (2004)'ün  $N > T$  için kullandığı test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

<sup>25</sup> Güloğlu, Bülent - İvrendi, Mehmet, "Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin Amerika", *Applied Economics Letters*, 2008, pp. 1-6.

$$CD_{-LM} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (3.46)$$

Test istatistiğinin dağılımı yaklaşık olarak standart normal  $N(0,1)$  dağılım sergilemektedir. Pesaran (2004) testi aynı zamanda dengesiz (eksik verisi olan) panellerde kullanılabilir. Monte Carlo çalışmaları Pesaran (2004) CD testinin küçük T ve büyük N için iyi performans gösterdiğini ortaya koymuştur.

## II. YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK SINAMALARI

Her ne kadar panel birim kök testlerinin gücü pür zaman serisi testlerine göre daha yüksek olsada, serilerde yapısal değişme (kırılma) olması durumunda yapısal kırılmasız panel birim kök testleri yanlış sonuçlar verecektir. Diğer bir ifadeyle, ilk olarak Perron (1989)'da gösterildiği gibi gerçekte serilerde yapısal kırılma varken, bu kırılma dikkate alınmadığında birim kökü gösteren sıfır hipotezinin red edilememesi yönünde bir sapma meydana gelecektir<sup>26</sup>. Panel veri göz önüne alındığında şu an için uygulanabilecek yapısal kırılmalı panel birim kök testi sınırlı sayıdadır. Bunun en büyük nedenlerinden birisi yapısal kırılmayı panel birim kök testlerine uyarlamak oldukça güç olmasıdır. Üzerinde durulacak ilk yapısal kırılmalı panel birim kök testi Im, Lee ve Tieslau (2005) tarafından geliştirilen panel LM birim kök testidir. Panel LM birim kök testi serilerde en çok iki kırılmanın olduğu durumu dikkate alan ardışık bir test süreci ortaya koymaktadır.

Üzerinde durulacak ikinci yapısal kırılmalı panel birim kök Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) çoklu kırılmalı panel birim kök testidir. Buradan da anlaşılacağı üzere Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) serilerde çoklu yapısal kırılma olma durumlarını göz önünde bulundurabilmektedir.

<sup>26</sup> Straziwich, Mark C. - Lee, Junsoo - Day, Edward, "Are Incomes Converting Among OECD Counties? Time Series Evidence with Two Structural Breaks", *Journal of Macroeconomics*, 26, 2004, pp. 131-145.

## A. IM, LEE VE TIESLAU (2005) SINAMASI

Im, Lee ve Tieslau (2005) tarafından geliştirilen Panel LM birim kök sınavasının model ve test sürecini açıklamak için aşağıdaki veri üretme süreci kullanılmaktadır.

$$Y_{it} = \delta'Z_{it} + \gamma_t + X_{it} \quad (3.47)$$

ve

$$X_{it} = \beta_i X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.48)$$

Burada  $Y_{it}$ , t-zamanında paneldeki i'inci yatay kesitsel birim ve  $Z_{it}$  ekzojen (bağımsız) değişkenler vektörüdür.  $A(L)\varepsilon_{it} = B(L)u_{it}$  olarak alınırsa, burada  $A(L)$  ve  $B(L)$  sonlu mertebeden polinomlardır ve  $u_{it} \sim iid(0, \sigma_i^2)$ 'dir. Buradaki hata terimleri arasında yatay (çapraz) korelasyonun olmadığı varsayılmaktadır. Yani  $E(u_{it}u_{js}) = 0$ ,  $\forall i \neq j$  ve  $t \neq s$ . Birim kökü gösteren sıfır hipotezi IPS (2003)'te olduğu gibi  $\beta_i = 1$  olduğunu ima etmektedir. Heterojen panel veri modelinde süreğenlik parametresi  $\beta_i$ 'nin her birim için değişmesine izin verilmektedir. Panel LM sınavası, yukarıda tanımlanan veri üretme sürecinden türetilmiştir. Test istatistiğinin asimptotik dağılımı  $\delta'$ 'da içerilen kırılma parametresi için değişmez.

Panel LM birim kök sınavası, Perron (1989)'da Model A olarak tanımlanan düzey değişimi ve Model C olarak tanımlanan düzey ve eğim değişimini dikkate almaktadır. Örneğin düzey değişimini tanımlayan Model A için tek kırılma olması durumunda  $Z_{it} = [1, t, D_{it}]'$  olarak tanımlanmaktadır. Burada  $t \geq T_{Bi} + 1$  için  $D_{it} = 1$  ve diğer durumlar için sıfır değerini almaktadır. Düzey değişimi için iki kırılma olması durumunda ise  $Z_{it} = [1, t, D_{it,1}, D_{it,2}]'$  ve  $D_{it,1}$   $t \geq T_{Bi,1} + 1$  için  $D_{it,1} = 1$  ve diğer durumlar

için sıfır,  $D_{it,2}$   $t \geq T_{Bi,2} + 1$  için  $D_{it,2} = 1$  ve diğer durumlar için sıfır değerlerini alacaktır<sup>27</sup>.

Model C'nin geçerli olduğu durumda ise iki kırılma için  $Z_{it} = [1, t, D_{it,1}, D_{it,2}, DT_{it,1}^*, DT_{it,2}^*]'$  olarak tanımlanır. Burada  $D_{it,1}$   $t \geq T_{Bi,1} + 1$  için  $D_{it,1} = 1$  ve diğer durumlar için sıfır,  $D_{it,2}$   $t \geq T_{Bi,2} + 1$  için  $D_{it,2} = 1$  ve diğer durumlar için sıfır değerlerini alacaktır.  $DT_{it,1}^*$  ise  $t > T_{Bi,1}$  olduğunda  $DT_{it,1}^* = t - T_{Bi,1}$  değeri alacak,  $t \leq T_{Bi,1}$  olduğunda sıfır değeri alacaktır.  $DT_{it,2}^*$  ise  $t > T_{Bi,2}$  olduğunda  $DT_{it,2}^* = t - T_{Bi,2}$  değeri alacak,  $t \leq T_{Bi,2}$  olduğunda sıfır değeri alacaktır.

Yapısal kırılmalı LM birim kök sınaması sabitli ve trendli olarak hesaplanabilmektedir. Örneğin Model A için tek kırılma ve trendli durumda  $Z_{it}$  vektörü  $Z_{it} = [1, t, D_{it}, T_{it}]'$  şeklinde oluşturulmaktadır. Burada  $T_{it}$  trend değişimi veya birimlerin zaman etkisi olarak tanımlanmaktadır<sup>28</sup>.

LM sınamasında optimal kırılma zamanını belirlemek için pür zaman serisi çerçevesinde ele alınan Lee ve Strazicich (2003, 2004) minimum LM birim kök sınaması temel alınmaktadır. Bu sınamalar Dickey-Fuller tipi endojen kırılmaları temel alan testlerdir. Yapılan simülasyon çalışmaları minimum LM testinin performansı Zivot ve Andrews (1992) ve Lumsdaine ve Papell (1997) testlerine göre daha yüksektir. Model her birim için kırılma zamanı ( $T_{Bi}$ )'yi farklı şekilde hesaplayabilecek heterojen yapıya izin vermektedir. Bunun yanında LM birim kök sınaması sıfır hipotezi altında sahte red edilmeye izin vermemektedir. Her bir sınamada kırılma zamanı verilerden endojen olarak belirlenmiştir. Diğer bir ifadeyle kırılma zamanı için seçilen sınır, birim kök istatistiklerinin minimum olanıdır (ya da en negatiftir). Lee ve Strazicich (2003, 2004) minimum LM birim kök testi kullanılarak birim kök test istatistiği bir  $(\lambda = T_B / T)$  ve iki  $(\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)')$ ,  $\lambda_j = T_{Bj} / T$ ,  $j = 1, 2$ ) kırılma kombinasyonunun her biri

<sup>27</sup> Jewell, Todd, et al., "Stationarity of Health Expenditures and GDP: Evidence From Panel Unit Root Tests with Heterogeneous Breaks, *Journal of Health Economics*, 22, 2003, pp. 313-323.

<sup>28</sup> Narayan, Paresh Kumar - Smyth, Russel, "Are OECD Stock Prices Characterized by a Random Walk? Evidence From Sequential Trend Break and Panel Data Models, *Applied Financial Economics*, 15, 8, 2005, pp. 547-556.

için uygulanmıştır. (Burada  $T_B$  ve  $T_{Bj}$  bir ve iki kırılmanın her biri için kırılma zamanıdır). Kırılmalar birim kök t-istatistiği değeri minimum olana kadar süreç  $[0.1T, 0.9T]$  zaman aralığı için tekrarlanmıştır.

Panel LM birim kök sınaması sıfır ve alternatif hipotezler için kırılmayı yansıtmaktadır. Örneğin,  $\beta_i$ 'nin değerine bağlı olarak sıfır hipotezi aşağıdaki gibi verilebilir.

$$y_{it} = \mu_{0i} + d_i B_{it} + y_{i,t-1} + v_{it} \quad (3.49)$$

Sıfır hipotezi altında doğru olan bu model Dickey-Fuller tipi endojen kırılmanın tersine, sıfır hipotezi altında muhtemel kırılmaya izin vermez. Nunes, Newbold ve Kuan (1997) ve Lee ve Strazicich (2001)'de gösterildiği gibi, sıfır hipotezi altında yapısal kırılmanın varlığı önemli boyut dağılımına (size distortions) ve Dickey-Fuller tipi endojen kırılmalı birim kök testlerinde sahte red edilmelere neden olur<sup>29</sup>. Tersine endojen kırılmalı LM birim kök testi sahte red edilmelere izin vermemektedir.

Panel LM birim kök test istatistiği pür zaman serileri için geliştirilmiş Lee ve Strazicich (2003, 2004) minimum LM birim kök sınamasından uyarlanmıştır. Test istatistiği her birim için aşağıdaki regresyonu tahmin etmektedir.

$$\Delta y_{it} = \delta'_i \Delta Z_{it} + \phi_i \tilde{S}_{i,t-1} + u_{it} \quad (3.50)$$

Burada  $i = 1, 2, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, \dots, T$  için  $\tilde{S}_{it} = y_{it} - \tilde{\Psi}_{xi} - Z_{it} \tilde{\delta}_i$ 'dir. Ayrıca  $\tilde{\delta}_i$ ,  $\Delta y_{it}$ 'nin  $\Delta Z_{it}$  ve  $\tilde{\Psi}_{xi}$  üzerine tahmin edilen regresyonun katsayı vektörüdür.  $\tilde{\Psi}_{xi}$ ,  $y_{it} - Z_{it} \tilde{\delta}_i$  tarafından verilen  $\Psi_{xi} (\equiv \Psi_i + X_{0i})$ 'nin kısıtlı maksimum olabilirlik tahminidir.

<sup>29</sup> Lee, Chien-Chiang - Chang, Chun-Ping, "Mean reversion of inflation rates in 19 OECD countries: Evidence from panel Lm unit root tests with structural breaks", *Economics Bulletin*, 3, 23, 2007, pp. 1-15.

Otokorelasyonlu hataların düzeltilmesi için standart Dickey-Fuller testinde olduğu gibi yukarıdaki denkleme genişletme (artırma) terimi,  $j=1,2,\dots,k$   $\Delta\tilde{S}_{i,t-j}$  modele eklenmektedir. Uygulamada potansiyel yüksek dereceden serisel korelasyonu düzeltmek için genişletme terimi (k) sayısı  $j=1,2,\dots,k$   $\Delta\tilde{S}_{i,t-j}$  her test denklemine eklenerek endojen olarak belirlenir. Aynı zamanda her birim için kırılma sayısı da belirlenir. Hem kırılma zamanını hem de birinci farklı alınmış gecikme sayısını bir arada belirlemek için kırılma zaman(lar)ının her kombinasyonu için k-değeri belirlenir. Daha sonra optimal k-değeri kullanılarak kırılma zamanı belirlenir<sup>30</sup>. Optimal k-değerini belirlemek için her zaman serisi için genelden özele yaklaşımı uygulanır. Örneğin maksimum gecikme  $\max k=8$  ile başlanırsa son artırma terimi  $\Delta\tilde{S}_{i,t-8}$  hesaplanarak anlamlılık testi yapılır. Burada %10 anlamlılık düzeyi için asimptotik normal kritik değer 1.645 olarak kullanılır. Eğer son artırma terimi  $\Delta\tilde{S}_{i,t-8}$ 'nin parametresi anlamlı değilse, bu parametre modelden düşürülerek  $\max k=7$  için model yeniden tahmin eldir. Bu iteratif yaklaşım son artırma terimi anlamlı olana veya  $\max k=0$  olana kadar devam eder<sup>31</sup>.

Birim kökü gösteren sıfır hipotezi  $\phi_i = 0$  ile tanımlanabilir ve her bir zaman serisi için LM test istatistiği aşağıdaki gibi verilir.

$$\tilde{\tau}_i = \phi_i = 0 \text{ olarak tanımlanan sıfır hipotezinin t-istatistiğidir.}$$

Kırılma zamanı  $T_{Bi}$ 'yi her zaman serisi için belirlemek için süreç Minimum LM sınamasına göre uygulanmaktadır. Diğer bir ifadeyle sınır olarak t-istatistik değerini minimum yapan kırılma zamanı uygun  $T_{Bi}$  olarak seçilir.

<sup>30</sup> Alternatif olarak önce kırılma zamanı  $T_{Bi}$  serisel korelasyon olmadığı varsayılarak ( $k=0$ ) belirlenir ve sonra optimal gecikme uzunluğu tahmin edilebilir. Bu yöntemin uygulanması basit olmakla beraber hem k hemde kırılma zamanı için optimal tahminleri vermeyebilir.

<sup>31</sup> Strazicich, Mark C. - Tieslau, Margie - Lee, Junsoo, "Hysteresis in Unemployment? Evidence from Panel Unit Root Tests with Structural Change", *Manuscript*, University of North Texas, 2001, pp. 1-21.

$$LM_{ti} = \text{Inf}_{\lambda_i} \tilde{\tau}(\lambda_i) \quad (3.51)$$

Süreç  $[0.1T, 0.9T]$  zaman aralığı için  $\lambda = T_b / T$  her kırılma yansımasında tekrarlanır. Burada  $T$  örneklem hacminidir. Her kırılma yansımasının optimal gecikmesi ( $k$ ) yukarıda tanımlandığı gibi belirlenmektedir. Model A için LM birim kök sınavasının kritik değerleri kırılma yansımasına göre değişmez. Bu nedenle kırılma yansımasına bakılmaksızın her birim için aynı kritik değer kullanılabilir. Bu özellik kırılmalı panel LM birim kök testi için de kullanılabilir.

$LM_{ti}$  test istatistiğinin dağılımı  $N$  ve  $T$ 'ye bağlıdır. Fakat sıfır hipotezi altında tahmin edilen başka parametreye bağlı değildir. Im ve Lee (2001) yaklaşımı sürdürülerek her bir birim için hesaplanan LM test istatistik değeri ( $LM_{ti}$ )'nin ortalaması alınır.

$$\overline{LM}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N LM_{ti} \quad (3.52)$$

Sıfır hipotezi altında  $LM_{ti}$  'nin beklenen değer ve varyansı  $E(L_T)$  ve  $V(L_T)$  olarak alınmaktadır. Burada  $E(L_T)$  ve  $V(L_T)$  'nin değerleri Im, Lee ve Tieslau (2005)'in Tablo 1'inden elde edilmektedir<sup>32</sup>. Standartlaştırılmış LM birim kök test istatistiği aşağıdaki gibi bulunur.

$$\Gamma_{LM} = \frac{\sqrt{N} \left[ \overline{LM}_{NT} - E(L_T) \right]}{\sqrt{V(L_T)}} \quad (3.53)$$

Im, Lee ve Tieslau (2005) standartlaştırılmış istatistik değerinin asimptotik özelliklerini göstermişler ve  $\Gamma_{LM}$  'nin standart normal dağılım gösterdiğini ortaya koymuşlardır.

<sup>32</sup> Im, Kyung-So - Lee, Junsoo - Tieslau, Margie, "Panel LM Unit Root Tests with Level Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 3, 2005, pp. 393-419.

Otokorelasyonlu hataları düzeltmek için her birim için heterojen olarak belirlenen  $k_i$  değerleriyle tutarlı  $E(L_T(k_i))$  ve  $V(L_T(k_i))$ 'nin ağırlıklandırılmış ortalamaları kullanılmaktadır. Im vd. (2005)  $LM_{\tau_i}$ 'nin beklenen değer ve varyansının göstererek her zaman serisi için kırılma olsun olmasın panel LM testinin aynı kaldığını ortaya koymuşlardır. Dolayısıyla standartlaştırılmış panel LM istatistiği ( $\Gamma_{LM}$ ) kırılma olsun olmasın aynı kalır. Bu sonuç panel LM birim kök test istatistiğinin dağılımının sıfır hipotezi altında kırılma(lar)dan etkilenmediği ve her birim için kırılma zamanı farklı olsa bile aynı kaldığını göstermektedir. Bu değişmeyen sonuç herhangi bir heterojen kırılma sayısı için aynıdır. Bu nedenle heterojen kırılmalar için yeni kritik değerlerin oluşturulmasına gerek yoktur. Panel verilerde test edilecek hipotez aşağıdaki şekilde tanımlanabilir.

Sıfır hipotezi : tüm  $i$ 'ler için  $\beta_i = 0$

Alternatif hipotez : en az bir  $i$  için  $\beta_i < 0$

Her birim için optimal kırılma sayısı her kırılma katsayısının t-istatistiğine göre ardışık bir biçimde kırılma katsayısının t-istatistiğinin asimptotik normal olarak %10 düzeyinde anlamlı olmasına göre belirlenmiştir. Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı LM testi ile başlanarak eğer iki kırılmadan azı anlamlı ise, daha sonra Lee ve Strazicich (2004) tek kırılmalı LM testi uygulanmaktadır. Eğer bir kırılmadan daha azı anlamlı ise, Schmidt ve Phillips (1992)'nin kırılmaması LM birim kök testi uygulanır. Optimal kırılma sayısı belirlendikten sonra uygun LM birim kök test istatistiği seçilir. Sonrasında ise standartlaştırılmış panel LM test istatistiği hesaplanır.

## **B. CARRION-I SILVESTRE, BARRIO-CASTRO VE LOPEZ-BAZO (2005) SINAMASI**

Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) geliştirdikleri panel KPSS (PANKPSS) birim kök sınavında çoklu kırılma durumunu dikkate almışlardır. Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) paneli oluşturan serilerin



sadece ortalamalarında değil trendlerindeki kırılmayı da göz önüne almaktadır. Ayrıca paneli oluşturan her bir yatay kesit birimi için farklı tarihlerde ve farklı sayılarda yapısal kırılma durumunun ortaya çıkmasına izin verilmiştir. Geliştirilen sınama Hadri (2000) sınamasına dayanmakta olup sıfır hipotezi, Hadri (2000)'deki gibi durağanlık önsavıdır. Test istatistiğini ortaya koymak için  $\{y_{i,t}\}$  stokastik süreci dikkate alınmaktadır<sup>33</sup>.

$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_i t + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T \quad (3.54)$$

ve

$$\alpha_{i,t} = \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} D(T_{b,k}^i)_t + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{i,k} DU_{i,k,t} + \alpha_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (3.55)$$

Burada  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  birim ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  zaman boyutu ile  $v_{i,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_{v,i}^2)$  ve  $\alpha_{i,0} = \alpha_i$  olup bir sabittir.  $i$ 'inci birimin  $k$ 'inci kırılma dönemini ve  $k = 1, 2, 3, \dots, m_i$ ,  $m_i > 1$  olmak üzere  $D(T_{b,k}^i)_t$  ve  $DU_{i,k,t}$  kukla değişkenleri şu şekilde tanımlanmıştır:  $D(T_{b,k}^i)_t = 1$ ,  $t = T_{b,k}^i + 1$  için, diğer durumlarda 0 ve  $DU_{i,k,t} = 1$ ,  $t > T_{b,k}^i$  için diğer durumlarda 0'dır. Denklem (3.54) ve (3.55)'nin veri üretme süreci (DGP),  $\{y_{i,t}\}$ 'nin bir rassal yürüyüş süreci toplamı  $\alpha_{i,t}$ , ve stokastik süreç  $\varepsilon_{i,t}$  şeklinde ayrımla ifade edilebilmektedir. Ayrıca  $\varepsilon_{i,t}$  ve  $v_{i,t}$  karşılıklı olarak paneldeki birimler boyunca bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Bu çerçevede aşağıdaki model çerçevesinde panel durağanlığı gösteren sıfır hipotezi Hadri (2000)'den biraz farklı olarak  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  için  $\sigma_{v,i}^2 = 0$  olarak tanımlanacaktır.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (3.56)$$

<sup>33</sup> Carrion-i Silvestre, Josep LLuis - Barrio-Castro, Tomas Del - Lopez-Bazo, Endrique, "Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita", *Econometrics Journal*, 8, 2005a, pp. 159-175.

Buradaki kukla değişken  $k = 1, 2, 3, \dots, m_i$ ,  $m_i > 1$  olmak üzere  $t > T_{b,k}^i$  için  $DT_{i,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$  ve diğer durumlarda 0 değeri almaktadır. Denklem (3.56) birim etkisi olarak adlandırılan birimler boyunca yapısal kırılma etkisini içermektedir. Yani ortalamadaki değişim yapısal kırılmadan kaynaklanmaktadır. Deterministik trend parametresinin  $\beta_i \neq 0$  olması durumunda geçici etkiler,  $\gamma_{i,k} = 0$  olduğunda ise birimler boyunca (bireysel) zaman trendinde bir değişme olması geçici yapısal kırılma etkisini gösterir. Denklem (3.56) ile gösterilen spesifikasyon basit düzenlemeler ile tek değişenli analize dönüştürülebilir. Örneğin  $\beta_i = \gamma_{i,k} = 0$  durumda Model 1 olarak ifade edilen Perron ve Vogelsang (1992) modeline dönüşmektedir.  $\beta_i \neq \gamma_{i,k} \neq 0$  olması durumunda Perron (1989) tarafından öne sürülen Model C'ye ulaşılmaktadır<sup>34</sup>. Bu model Model 2 olarak adlandırılır.

Denklem (3.56) ile tanımlanan model şu üç şekilde karakterize edilebilir: (i) yapısal kırılmalar paneli oluşturan her bir birim için farklı etkilere sahiptir. Bu etkiler  $\theta_{i,k}$  ve  $\gamma_{i,k}$  ile ölçülmektedir. (ii) Yapısal kırılmalar paneli oluşturan her bir birim için farklı bir tarihte ortaya çıkabilir. Yani her birim için ortak kırılma  $T_{b,k}^i = T_{b,k}$  olduğu kısıtlaması yoktur. (iii) Yapısal kırılma sayısı birimden birime değişebilir. Bunlara ilaveten yatay kesit bağımlılığı Maddala ve Wu (1999) parametrik olmayan bootstrap yöntemiyle düzeltilmektedir.

Panelin durağan olduğu sıfır hipotezi altında testi gerçekleştiren Hadri (2000), tek değişenli zaman serilerinde Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen KPSS testinin basit ortalamasını temel almaktadır. Test istatistiğinin genel yapısı şu şekildedir.

$$LM(\lambda)_{Het} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left( \hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right) \quad (3.57)$$

<sup>34</sup> Carrion-i Silvestre, Josep LLuis, "Health Care Expenditure and GDP: Are They Broken Stationary", *Econometrics Journal of Health Economics*, 24, 2005b, pp. 839-854.

Burada  $\hat{S}_{i,t} = \sum_{j=1}^T \hat{\varepsilon}_{i,j}$  denklem (3.56)'nin OLS ile tahmin edilmesi sonucu elde edilen kısmi süreç toplamıdır.  $\hat{\omega}_i^2$ ,  $\varepsilon_{i,t}$ 'nin uzun dönem varyansının tutarlı tahminidir ve  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  için  $\hat{\omega}_i^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_{i,T}^2)$  olarak hesaplanır. Uzun dönem varyans birimler boyunca heteroskedastik olacaktır. Diğer bir ifadeyle uzun dönem varyans birimler boyunca heterojen olacaktır. Bu durumda Sul, Phillips ve Choi (2003),  $\hat{\omega}_i^2$ 'nin tutarlı tahminlerini elde etmek için geliştirdikleri yaklaşım dikkate alınmıştır.

Denklem (3.57) uzun dönem varyansın birimler boyunca sabit (homojen) olduğu varsayımı altında da hesaplanabilir. Bu durumda denklem

$$LM(\lambda)_{\text{Hom}} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left( \hat{\omega}^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right) \quad (3.58)$$

şeklinde yazılabilir. Burada  $\hat{\omega}^2$ ,  $\varepsilon_{i,t}$ 'nin uzun dönem varyansının tutarlı tahminidir ve  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  için  $\hat{\omega}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \omega_i^2$  olarak hesaplanır. Denklem (3.57)'deki  $\lambda$  ise testin kırılma zamanına bağlı olarak hesaplandığını göstermektedir. Her bir birim  $i$  için  $\lambda_i = (\lambda_{i,1}, \lambda_{i,2}, \dots, \lambda_{i,m_i})' = (T_{b,1}^i / T, \dots, T_{b,m_i}^i / T)'$  vektörü ilgili  $T$  döneminde kırılma zamanının görelî yerini ifade etmektedir.

Merkezi limit teoremini uygulayabilmek için denklem (3.57)'nin asimptotik dağılımını ortaya koyarak  $\eta_i(\lambda_i) = \hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2$ 'nin limit dağılımının beklenen değer ve varyansını bilmek gerekir. Denklem (3.57) nasıl birimlere göre hesaplanan istatistiklerin ortalamasına dayanıyorsa, limit dağılımı da  $\eta_i(\lambda_i)$ 'nin limit dağılımının ortalamasına dayanmaktadır.  $\eta_i(\lambda_i)$ 'nin birim ortalama ve varyansı sırasıyla

$$\bar{\xi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \xi_i \quad \text{ve} \quad \bar{\xi}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \xi_i^2 \text{ dir.} \quad \text{Ayrıca} \quad \xi_i = A \sum_{k=1}^{m_i+1} (\lambda_{i,k} - \lambda_{i,k-1})^2 \quad \text{ve}$$

$\zeta_i^2 = B \sum_{k=1}^{m_i+1} (\lambda_{i,k} - \lambda_{i,k-1})^4$  olacaktır.  $\beta_i = \gamma_{i,k} = 0$  kısıtı altında  $\lambda_{i,0} = 0$ ,  $\lambda_{i,m+1} = 1$ ,  $A = 1/6$  ve  $B = 1/45$  değerlerini alırken,  $\beta_i \neq \gamma_{i,k} \neq 0$  kısıtı altında  $A = 1/15$  ve  $B = 11/6300$  değerlerini almaktadır<sup>35</sup>. Yapısal kırılma altında  $\eta_i(\lambda_i)$ 'nin asimptotik dağılımı  $\lambda_i$ 'ye bağlıdır.

Çoklu kırılmayı dikkate alan ve panelin durağan olduğu sıfır hipotezi altında test istatistiği şu şekilde hesaplanır.

$$Z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(\text{LM}(\lambda) - \bar{\xi})}{\bar{\xi}} \approx N(0,1) \quad (3.59)$$

$Z(\lambda)$  istatistiğinin önce  $T \rightarrow \infty$ , sonra  $N \rightarrow \infty$  için asimptotik olarak standart normal dağılım gösterildiği ispatlanmıştır.

Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) PANKPSS testinin tahmini ve kırılmaların test sürecini şu şekilde ortaya koymaktadır. Denklem (3.59)'daki  $Z(\lambda)$  istatistiğinin hesaplanması yapısal kırılmaların tarihlerinin bilinmesini gerektirir. Zaman serilerindeki kırılmalar ise çoğu zaman bilinmemektedir. Bu nedenle  $Z(\lambda)$  istatistiğinin hesaplanması için birinci aşamada her bir birimdeki kırılmaların belirlenmesi gerekmektedir. Yukarıda da vurgulandığı üzere test istatistiği her birim için farklı zaman ve farklı sayıda kırılmayı dikkate almaktadır. Bundan ötürü Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) yapısal kırılmaları içsel olarak belirleyebilmek için Bai ve Perron (1998) hata kareler toplamının global minimizasyonu sürecini izlemektedirler. Kısaca  $m^{\max}$  maksimum kırılma dönemi olmak üzere  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  olmak üzere her birim için  $m_i \leq m^{\max}$  optimal kırılma sayısı ve yerini bulmak için kırılmalar tahmin edilir ve anlamlılık sınamaları yapılır. Bai ve Perron (1998) süreci ile kırılma tarihlerinin tahmini olarak  $(T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i)$  dizisi için denklem (3.56)'dan elde edilen hata kareler toplamını (RSS) minimize eden argüman

<sup>35</sup> Carrion-i Silvestre, Josep LLuis - Barrio-Castro, Tomas Del - Lopez-Bazo, Endrique, "Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita", *Working Papers in Economics*, Universitat de Barcelona, Spain, 2003, p. 1-26.

seçilmektedir. Diğer bir ifadeyle Bai ve Perron (1998)'in global minimizasyonu süreci kullanılarak ardışık bir şekilde hesaplanan birimler için  $SSR(T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i)$ 'yi minimum yapan kırılma zamanı tahmin edilir. Matematiksel olarak bunu şu şekilde ifade etmek mümkündür:

$$(\hat{T}_{b,1}^i, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i) = \underset{T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i}{\operatorname{argmin}} SSR(T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i) \quad (3.60)$$

Burada kırılma dönemi tahmin edilirken Zivot ve Andrews (1992) gibi birçok çalışmanın dikkate aldığı örneklem hacmi için  $T_b^i \in [0.15T, 0.85T]$  aralığı kullanılabilir. Mümkün tüm  $m_i \leq m^{\max}$   $i = 1, 2, 3, \dots, N$  değerleri için kırılma tarihleri tahmin edildikten sonra, her bir yatay kesit için uygun kırılma sayısı seçilerek  $m$  için optimal değer belirlenir. Bai ve Perron (2001) bunun için iki tane farklı süreç önermektedir. Süreçlerden bir tanesi Liu, Wu ve Zidek (1997) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş Schwarz bilgi kriterlerine (LWZ) dayanmaktadır. İkinci süreç yapısal kırılma sayısının belirlenmesi için ardışık F istatistiğinin hesaplanmasına dayanmaktadır.

Bai ve Peron (1998) F istatistiğinin asimptotik dağılımını sadece trend içermeyen regresyon modeli için türetmesine rağmen, Bai ve Peron (2001) ikinci sürecin kullanılmasını tavsiye etmişlerdir. Sonuçta Bai ve Peron (2001) yapısal kırılma sayısını belirlerken trendsiz regresyon için ikinci süreci, trendli regresyon için birinci süreci yani bilgi kriterlerine dayanan süreci kullanmaktadırlar<sup>36</sup>.

---

<sup>36</sup> Camarero, Mariam - Carrion-i Silvestre, Josep LLuis - Tamarit, Cecilio, "Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries: New Evidence Using Stationarity Panel Tests with Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 2, 2006, pp.167-182.

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### PANEL VERİLERDE EŞTÜMLEŞME SINAMALARI

#### I. YAPISAL KIRILMASIZ PANEL EŞTÜMLEŞME SINAMALARI

Eşitümleşme analizinin teorisi genellikle stokastik trende sahip tümleşik (durağan-dışı) değişkenlerin doğrusal kombinasyonunun olduğunu ileri sürmektedir. Yani durağan-dışı değişkenler arasında uzun dönemde birlikte hareket ettikleri bir denge ilişkisi olduğunu tasvir etmektedir.

Panel birim kök sınamaları üzerinde dururken, paneldeki bireysel zaman serilerine zaman serisi birim kök sınamalarını ayrı ayrı uygulamak yerine, paneli bir bütün olarak alıp panel birim kök sınaması yapan testlerin daha güçlü olduğu ortaya konulmuştur. Benzer yaklaşım, panel eşitümleşme sınamalarında da geçerlidir. Yani, paneldeki serileri bir arada ele alan panel eşitümleşme sınamalarından elde edilen sonuçlar, paneldeki zaman serilerine bireysel zaman serisi eşitümleşme sınamaları uygulanarak elde edilen sonuçlardan daha güçlüdür.

#### A. KAO (1999) SINAMASI

Kao (1999) çalışmasında kalıntıları temel alan bir panel eşitümleşme sınaması önermiştir. Bu test istatistiği Dickey-Fuller (DF) veya Genişletilmiş (artırılmış) Dickey-Fuller (ADF) testlerini temel alıp, Engle ve Granger (1987) sürecini izlemektedir<sup>1</sup>. Engle ve Granger (1987) eşitümleşme sınaması, pür zaman serilerinde, birinci mertebeden tümleşik I(1) seriler kullanılarak kurulan regresyon modelinin kalıntılarını ele almaktadır. Eğer değişkenler eşitümleşik ise kalıntılar sıfıncı mertebeden I(0) tümleşik olacaktır. Diğer taraftan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoksa modelden elde edilen kalıntılar I(1) olacaktır. Kao (1999) sınaması da panel veriler için

---

<sup>1</sup> Kao, Chihwa, "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, 1999, pp. 1-44.

bu yaklaşımı dikkate almaktadır. Ancak Kao (1999) eştümleşik ilişkiyi tahmin ederken modelin homojen olduğunu varsaymaktadır. Diğer bir ifadeyle eştümleşik ilişkinin tüm panel için ortak olduğunu ileri sürmektedir.

Test sürecini ortaya koymak için aşağıdaki panel regresyon modeli ile başlamak mümkündür:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + e_{it} \quad (4.1)$$

Burada  $y_{it}$  ve  $x_{it}$  birinci mertebeden tümleşik,  $I(1)$  ve eştümleşik deęillerdir.  $z_{it} = \{\mu_i\}$  için Kao (1999) çalışmasında deęişkenlerin eştümleşik olmadığını gösteren sıfır hipotezi için  $e_{it}$ 'nin DF veya ADF tipi birim kök testini temel alan bir panel eştümleşme sınaması önermişlerdir. DF tipi sınama, sabit etkiler kalıntılarından hesaplanır:

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (4.2)$$

Burada  $\hat{e}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}\hat{\beta}$  ve  $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ 'dir. Deęişkenlerin eştümleşik olmadığını gösteren sıfır hipotezini test edebilmek için  $H_0 : \rho = 1$  olarak tanımlanmaktadır. Burada test edilecek hipotez tüm birimler için ortak eştümleşmenin olmadığıdır. Buna karşın alternatif hipotez  $H_1 : \rho < 1$  şeklinde kurulmaktadır. Diğer bir ifadeyle alternatif hipotez paneldeki tüm birimler için ortak bir eştümleşmenin olduğunu göstermektedir.  $\rho$ 'nun OLS tahmini ve t-istatistięi aşağıdaki gibi verilebilir:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2} \quad (4.3)$$

ve

$$t_{\rho} = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2}}{S_e} \quad (4.4)$$

Burada  $S_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1})^2$  'dir. Kao (1999) çalışmasında aşağıdaki dört DF tipi testi önermektedir:

$$DF_{\rho} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \quad (4.5)$$

$$DF_t = \sqrt{1.25} t_{\rho} + \sqrt{1.875} N \quad (4.6)$$

$$DF_{\rho}^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (4.7)$$

$$DF_t^* = \frac{t_{\rho} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (4.8)$$

Burada  $\hat{\sigma}_v^2 = \sum_{yy} - \sum_{yx} \sum_{xx}^{-1}$  ve  $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega}_{yy} - \hat{\Omega}_{yx} \hat{\Omega}_{xx}^{-1}$  'dir.  $DF_{\rho}$  ve  $DF_t$  hatalar ve regresörlerin güçlü ekzojenliğini temel alırken,  $DF_{\rho}^*$  ve  $DF_t^*$  regresörler ve hatalar arasındaki endojen ilişkiler ile eştümleşme için kullanılmaktadır.

Hatalardaki serisel korelasyon düzeltilerek ADF regresyonu için aşağıdaki modeli tahmin etmek mümkündür:

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



Burada  $v_{itp}$ 'nin serisel korelasyonsuz olması için seçilen gecikme sayısı  $p$ 'dir. Eştümleşmenin olmadığı sıfır hipotezi ile ADF test istatistiği aşağıdaki şekilde oluşturulabilir:

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

Burada  $t_{ADF}$  tahmin edilen  $\rho$ 'nun t-istatistiğidir.  $DF_\rho$ ,  $DF_t$ ,  $DF_\rho^*$ ,  $DF_t^*$  ve  $t_{ADF}$ 'nin asimptotik dağılımı limitte standart normal dağılıma  $N(0,1)$  yaklaşmaktadır.

## B. LARSSON, LYHAGEN VE LÖTHGREN (2001) SINAMASI

Pür zaman serilerinin durağanlıklarını araştırırken kullanılan DF ve ADF tipi birim kök sınamaları, Levin ve Lin (1993) ve IPS (1997) tarafından panel veriler için uyarlanmışlardır. Benzer yapı eştümleşme sınamaları için de aynıdır. Kao (1999), Pedroni (2000) gibi eştümleşme sınamaları, pür zaman serileri için geliştirilmiş Engle ve Granger (1987)'nin panel veriler için geliştirilmiş biçimleridir. Buradan hareketler Larsson, Lyhagen ve Löthgren (2001) (LLL) çalışmalarında zaman serileri analizi için Johansen (1995) tarafından geliştirilen bireysel rank ve trace (iz) istatistiklerinin ortalamasını temel alan heterojen panel modellerinde eştümleştirici rankın olabilirlik temelli (LR-bar) versiyonunu geliştirmişlerdir<sup>2</sup>. Önerilen LR-bar istatistiği, panel birim kök sınaması için IPS (2003) tarafından önerilen  $\bar{t}_{bar}$  istatistiğine çok benzemektedir.

LLL (2001) eştümleşme sınamasını ortaya koyabilmek için  $y_{it} = (y_{it1}, y_{it2}, \dots, y_{itp})'$  olarak tanımlanan  $p \times 1$  boyutlu vektör  $t$  zamanındaki  $i$ 'inci yatay

<sup>2</sup> Larsson, Rolf - Lyhagen, Johan - Löthgren, Mikael, "Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogen Panels", *Econometrics Journal*, 4, 2001, pp. 109-142.

kesit birimi gösterebilir. Burada  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $y_{it}$  bir VAR(k) süreci şeklinde yazılabilir.

$$y_{it} = \delta_i d_t + \sum_{j=1}^k \Phi_{ij} y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4.9)$$

Burada  $d_t$  paneldeki deterministik bileşenleri gösteren vektördür. Yani kesmeli durum için  $d_t = 1$  kesme ve trendli durum için de  $d_t = (1, t)'$  olarak tanımlanır<sup>3</sup>.

VAR(k) modeli,  $y_{it}$  için dengeli bir vektör hata düzeltme modeli (VECM) olarak yeniden yazılabilir<sup>4</sup>.

$$\Delta y_{it} = \delta_i d_t + \Pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4.10)$$

Burada  $j = 1, 2, 3, \dots, (k-1)$  için  $\Gamma_{ij} = -\sum_{s=j+1}^k \Phi_{is}$  ve  $\Pi_{ij} = -\left( I_m - \sum_{j=1}^k \Phi_{ij} \right)$ 'dir. Buradan

$\Gamma_i = (\Gamma_{i1}, \Gamma_{i2}, \dots, \Gamma_{i,k-1})$  ve  $X_{it} = (\Delta y_{i,t-1}, \Delta y_{i,t-2}, \Delta y_{i,t-3}, \dots, \Delta y_{i,t-(k-1)})'$  tanımlaması ile VECM modelini yeniden şu şekilde yazmak mümkündür.

$$\Delta y_{it} = \delta_i d_t + \Pi_i y_{i,t-1} + \Gamma_i X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Bu tanımlama paneldeki her birim için hata düzeltme modelinin tahmin edilmesine olanak tanımaktadır. Bu durum daha açık ifadesiyle aşağıdaki gibi gösterilebilir.

<sup>3</sup> Anderson, Richard - Qian, Hailong - Rasche, Robert, "Analysis of Panel Vector Error Correction Models Using Maximum Likelihood, the Bootstrap, and Canonical Correlation Estimator", *FRB of St. Louis Working Paper*, 2006, pp. 1-47.

<sup>4</sup> Larsson, Rolf - Lyhagen, Johan - Löthgren, Mikael, "Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels", *Econometrics Journal*, 4, 2001, pp. 109-142.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \vdots \\ \Delta y_{Nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_N \end{bmatrix} \mathbf{d}_t + \begin{bmatrix} \Pi_1 & & & \\ & \Pi_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & \Pi_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ \vdots \\ y_{N,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_1 & & & \\ & \Gamma_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & \Gamma_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{Nt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{bmatrix}$$

Uzun dönem katsayıları gösteren  $\Pi_i$  matrisi  $p \times p$  boyutlu olup indirgenmiş rank formunda şu şekilde tanımlanmaktadır.

$$\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$$

Burada  $\alpha_i$  ayarlama katsayısı ve  $\beta_i$  uzun dönem katsayısıdır. Farklı bir şekilde tek bir birim için  $\Pi = \alpha \beta'$  yazmak mümkündür.  $\Pi$  matrisinin rankı eştümleşme analizinin sonucunu vermektedir.  $r = \text{Rank}(\Pi)$  olmak üzere şu durumlar söz konusu olabilir.  $\text{Rank}(\Pi) = p$  veya  $r = p$  olması, değişkenler durağan olacaktır. Dolayısıyla eştümleşme analizi kullanılamaz.  $\text{Rank}(\Pi) = 0$  veya  $r = 0$  olması, değişkenler arasında bir uzun dönem bilgisi olmadığı, yani değişkenlerin aslında farklar cinsinden tanımlandığı anlamına gelmektedir. Son olarak  $\text{Rank}(\Pi) < p$  veya  $r < p$  olması ise, değişkenler arasında eştümleşmenin olacağı anlamına gelmektedir. Eştümleşik ilişki sayısı  $\text{Rank}(\Pi)$ 'ye bağlıdır. Johansen (1995) çok değişenli eştümleşme sınaması, eştümleşik ilişkisi sayısını ( $\text{Rank}(\Pi)$ ) belirlemek için, iz ve max istatistiklerini kullanmaktadır. Diğer bir ifadeyle  $\Pi$  matrisinin  $p$ -adet karakteristik kökü hesaplandıktan sonra, bu köklerin kaç tanesinin anlamlı olduğu iz ve max istatistikleri ile belirlenmektedir.

LLL (2001) panel eştümleşme sınaması, Johansen (1995)'in iz istatistiğinin ortalamasına dayanmaktadır. Herhangi bir birim için iz istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.11)$$

Burada  $\hat{\lambda}_i$ ,  $\Pi$  matrisinin tahmin edilen karakteristik kökleridir. Buradan her biri birim için hesaplanan  $\lambda_{iz}$ -istatistiklerinin ortalaması alınır. Bu yeni değere LR-bar istatistiği denmektedir.

$$\overline{LR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \lambda_{iz,iT}$$

Burada  $\overline{LR}$  istatistiğinin normal dağılıma uyması için standartlaştırma işlemi yapılmaktadır.

$$LR_{\text{bar}} = \frac{\sqrt{N}(\overline{LR} - E(Z_k))}{\sqrt{\text{Var}(Z_k)}} \quad (4.12)$$

Burada  $E(Z_k)$  ve  $\text{Var}(Z_k)$  sırasıyla asimptotik iz istatistiğinin ortalaması ve varyansdır. Bu değerler Tablo 4.1’de verilmektedir.

**Tablo 4.1: Ortalama ve Varyans için Simüle Edilmiş Momentler**

$k=p-r$	$E(Z_k)$	$\text{Var}(Z_k)$
1	1.137	2.212
2	6.086	10.535
3	14.955	24.733
4	27.729	45.264
5	44.392	71.284
6	64.960	103.452
7	89.360	139.680
8	117.519	183.997
9	149.441	233.053
10	185.082	286.483
11	224.450	343.179
12	267.708	411.679

**Kaynak:** Larsson, Rolf - Lyhagen, Johan - Löthgren, Mikael, “Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels”, *Econometrics Journal*, 4, 2001, pp. 109-142.

$\Pi_1$  matrisinin tüm birimlerinin ortak bir ranka sahip olduğu varsayımı altında test edilecek hipotezler şu şekilde oluşturulmaktadır.

$$\begin{aligned}
H_0 : \text{Rank}(\Pi_i) = r_i < r \\
H_1 : \text{Rank}(\Pi_i) = r_i = p
\end{aligned}
\quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ için}$$

Test süreci ilk olarak  $r=0$  ile başlanarak  $p$ 'ye kadar ardışık olarak sürdürülmektedir. Hesaplanan LR-bar istatistiği standart normal dağılımdan elde edilen kritik değerler ile karşılaştırılır. En az bir rank olması değişkenler arasında eştümleşmenin olduğu anlamına gelmektedir. Dolayısıyla eştümleşik ilişki sayısı rankın sayısına eşit olacaktır. Monte Carlo çalışmalarında LLL (2001), standardize edilmiş LR-bar istatistiğinin küçük örneklem özelliklerini araştırmışlardır. Buldukları sonuç LLL (2001) testinin geniş zaman boyutuna ihtiyaç duyduğudur. Diğer biri ifadeyle T'nin görel olarak N'den büyük olması gerekmektedir. Aksi halde test, aşırı hacim çarpıklığına (size distortions) sahip olmaktadır.

### C. MADDALA VE WU (1999) SINAMASI

Maddala ve Wu (1999) çalışmalarında Fisher (1932) testinin bootstrap temelli kritik değerleriyle durağan-dışılığın yanında panellerde eştümleşme sınaması için de kullanılabileceğini gösterilmiştir.

Sonlu örneklem için (N küçük olduğunda) Fisher tipi testler farklı testlerden elde edilen anlamlılık düzeylerinin (p-değerlerinin) bir birleşimine göre eştümleşme sınamasını gerçekleştirmektedir. Eğer  $p_i$  her bir yatay kesit biriminin eştümleşme sınamasından elde edilen marjinal anlamlılık (olasılık) değeri olarak alınırsa, sıfır hipotezi altında

$$-2 \sum_{i=1}^N \log_e p_i \Rightarrow P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \rightarrow \chi_{2N}^2 \quad (4.13)$$

iki serbestlik dereceli bir  $\chi^2$  dağılımı gösteren test istatistiği hesaplanabilir. Burada  $p_i$  değeri hesaplanırken kullanılan eştümleşme sınaması Johansen (1995) çok değişkenli sistem yaklaşımıdır.

#### D. PEDRONI (2004) SINAMASI

Pedroni (1999, 2004) panel veri modellerinde hem homojenliği hem de heterojenliği dikkate alan ve eştümleşmenin olmadığını gösteren sıfır hipotezi için eştümleşme sınamaları öne sürmüştür<sup>5</sup>. Pedroni (2004) eştümleşme sınaması aşağıdaki model kalıbını temel almaktadır.

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it} \quad (4.14)$$

Burada  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için  $X_{it}$ ,  $m$  boyutlu değişken vektörüdür. Paneldeki her birim için hem  $y_{it}$  hem de  $X_{it}$ 'nin birinci mertebeden tümleşik  $I(1)$  olduğu varsayılmaktadır. Her birim için değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı sıfır hipotezi geçerli ise, modelin kalıntılarını gösteren  $e_{it}$ ,  $I(1)$  olacaktır.  $\alpha_i$  ve  $\delta_i$  parametreleri panelde olması muhtemel kesme ve deterministik trend etkisini göstermektedir. Pedroni (2004) eştümleşme sınamasının paneldeki birimler boyunca heterojen olmasını sağlayan parametre de  $\beta_i$ 'dir.

Pedroni (2004) test istatistiği için dört panel testi ve üç grup testi olmak üzere kalıntıları temel alan toplam yedi test istatistiği ortaya koymuştur. Bu test istatistiklerinden ilk dördü paneldeki grup içi kalıntıları kullanır iken, son üç test istatistiği paneldeki gruplar arası kalıntıları temel almaktadır. Bundan ötürü ilk dört

---

<sup>5</sup> Pedroni, Peter, "Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, 20, 2004, pp. 597–625.

teste grup içi panel eştümleşme sınaması, son üç teste ise gruplar arası panel eştümleşme sınaması denilmektedir<sup>6</sup>.

Grup içi eştümleşme sınamasında otoregresyon parametresinin homojen olduğu  $H_0 : \rho = 1$  ve  $H_1 : \rho < 1$  durum için test gerçekleştirilmektedir. Gruplar arası eştümleşme sınamasında ise otoregresyon parametresinin heterojen olduğu durum dikkate alınabilmektedir. Yani sıfır hipotezi  $H_0 : \rho_i = 1$  ve alternatif hipotez tüm i'ler için  $H_1 : \rho_i < 1$  şeklinde kurulmaktadır. Pedroni (2004) test istatistiklerinin hesaplanma süreci aşağıdaki gibi verilebilir<sup>7</sup>:

**Adım 1:** Panel eştümleşme modeli tahmin edilir. Burada serilerin yapılarına göre gerekli ise kesme, trend ya da zaman kuklaları modele dahil edilmektedir. Daha sonrasında kullanılmak üzere kalıntılar ( $e_{it}$ ) elde edilir.

**Adım 2:** Paneldeki her birim için serilerin farkı alınır ve fark regresyonundan elde edilen kalıntılar bulunur. Fark regresyonu  $\Delta y_{it} = \beta_i \Delta X_{it} + \eta_{it}$  olarak yazılabilir.

**Adım 3:**  $\hat{\sigma}_{\eta_{it}}^2$  olarak tanımlanan  $\eta_{it}$ 'in uzun dönem varyansı kernel tahmincisi kullanılarak hesaplanır.

**Adım 4:** Orijinal eştümleşik regresyondan elde edilen  $e_{it}$  kalıntılar kullanılarak uygun otoregresyon tahmin edilir.

- Parametrik olmayan istatistikler için (4 ve 7 haricindekiler)  $\hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{it-1} + u_{it}$  modeli tahmin edilir  $\hat{\sigma}_i^2$  olarak tanımlanan  $u_{it}$ 'nin uzun dönem varyans hesaplanır.  $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2)$ 'dir ve  $u_{it}$ 'nin basit varyansı  $\hat{s}_i^2$  olarak alınmaktadır. Burada yapılan işlem aslında Phillips-Perron (1988) testinde kullanılan düzeltme işleminin aynısıdır.

<sup>6</sup> Oh, Keun-Yeob - Kim, Bonghan - Kim, Honkee, "An Empirical Study of The Relation Between Stock Price and EPS in Panel Data: Korea Case", *Applied Economics*, 38, 2006, pp. 2361-2369

<sup>7</sup> Pedroni, Peter, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, pp. 653-670.

- Parametrik testler için (4 ve 7)  $\hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{k=1}^{k_i} \gamma_{i,k} \Delta \hat{e}_{it-k} + u_{it}^*$  modeli tahmin edilir ve  $\hat{S}_i^{*2}$  olarak tanımlanan  $u_{it}^*$ 'nin basit varyansı hesaplanır.

**Adım 5:** Tüm bu ara değerler kullanılarak test istatistikleri oluşturulur ve Pedroni (1999)'da verilen uygun ortalama ve varyans ayarlamaları uygulanır.

Beş adımlı süreç sonunda hesaplanacak test istatistikleri aşağıdaki gibidir.

1. Panel v -istatistiği:  $Z_{\hat{v}_{N,T}} \equiv \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1}$
2. Panel  $\rho$  -istatistiği:  $Z_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$   
(Non-parametrik)
3. Panel t-istatistiği:  $Z_{tN,T} \equiv \left( \tilde{\sigma}_{NT}^2 \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^2 \right) \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$   
(Non-parametrik)
4. Panel t-istatistiği:  $Z_{tN,T}^* \equiv \left( \tilde{s}_{NT}^{*2} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^{*2} \right) \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*$   
(Parametrik)
5. Grup  $\rho$  -istatistiği:  $\tilde{Z}_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$   
(Non-parametrik)
6. Grup t-istatistiği:  $\tilde{Z}_{tN,T} \equiv \sum_{i=1}^N \left( \tilde{\sigma}_{NT}^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i)$   
(Non-parametrik)
7. Grup t-istatistiği:  $\tilde{Z}_{tN,T}^* \equiv \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \tilde{s}_{NT}^{*2} \hat{e}_{it-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*$   
(Parametrik)

Burada  $\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left( 1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{it} \hat{\mu}_{it-s}$ ,  $\hat{S}_i \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{it}^2$ ,  $\tilde{\sigma}_i^2 = \hat{S}_i + 2\hat{\lambda}_i$ ,  $\tilde{\sigma}_{NT}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \tilde{\sigma}_i^2$ ,

$\hat{S}_i^{*2} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{it}^{*2}$ ,  $\tilde{S}_{NT}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{S}_i^{*2}$ ,  $\hat{L}_{11i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{it}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left( 1 - \frac{s}{k_i + 1} \right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{it} \hat{\eta}_{it-s}$  'dir. Buradaki



$$\hat{\mu}_{it}, \hat{\mu}_{it}^* \text{ ve } \hat{\eta}_{it} \text{ kalıntıları şu regresyondan elde edilmektedir: } \hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{it-1} + \hat{\mu}_{it},$$

$$\hat{e}_{it} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{it-k} + \hat{\mu}_{it}^*, \Delta y_{it} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta x_{mi,t} + \hat{\eta}_{it}.$$

Panel  $v$  -istatistiği  $Z_{\hat{v}N,T}$  varyans oranını temel alırken, Panel  $\rho$  -istatistiği  $Z_{\hat{\rho}N,T-1}$  kalıntılar için hesaplanan otoregresyon parametresini temel alır. Yani Phillips-Perron  $\rho$  tipi bir testtir. Parametrik  $Z_{tN,T}^*$  ve non-parametrik  $Z_{tN,T}$  testler ise sırasıyla Dickey-Fuller ve Phillips-Perron tipi testleri kullanılarak hesaplanan t-istatistik değerini yansıtmaktadır.

Son üç gruplar arası panel eştümleşme istatistikleri ise sırasıyla Yani Phillips-Perron  $\rho$  -istatistiği, Phillips-Perron t-istatistiği ve Dickey-Fuller t-istatistiğini temel almaktadır.

Pedroni (1999) kalıntıları temel alan bu testler için panellerde eştümleşmenin olmadığı sıfır hipotezi altında asimptotik dağılımların standart normal dağılıma  $N(0,1)$  sahip olduğunu göstermiştir. Daha açık bir ifadeyle alternatif hipotez altında ilk grup içi test istatistiği sonsuza doğru pozitif bir şekilde yaklaşmaktadır. Dolayısıyla eştümleşmenin olmadığı sıfır hipotezinin red bölgesi olarak normal dağılımın sağ kuyruk kısmı kullanılmaktadır. Geriye kalan altı test istatistiğinde ise eştümleşmenin olmadığı sıfır hipotezinin red bölgesi olarak normal dağılımın sol kuyruk kısmı kullanılmaktadır<sup>8</sup>.

Ayrıca Pedroni (1999, 2004),  $T$ 'nin 100'den küçük olması durumunda grup istatistiklerin daha güçlü olduğunu ortaya koymuştur.

## E. WESTERLUND (2007) SINAMASI

Panel eştümleşme teknikleri kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını belirlemek son dönemde oldukça ilgi duyulan bir alandır. Bu çerçevedeki gelişmeler iki yönde hareket etmektedir. Birincisi sıfır hipotezinin eştümleşmeyi ima

<sup>8</sup> Gutierrez, Luciano, "On the Power of Panel Cointegration Tests: A Monte Carlo Comparison", *Economics Letters*, 80, 2003, pp. 105-111.

ettiği durum iken, ikincisinde sıfır hipotezi değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığını ima etmektedir. Birinci durum için McCoskey ve Kao (1998) ve Westerlund (2005a) örnek verilebilir<sup>9</sup>. İkinci durum için ise yukarıda ele alınan Kao (1999), Pedroni (2004) örnek verilebilir. İkinci gruptaki testler büyük çoğunlukla Engle ve Granger (1987)'yi temel alan testlerdir.

Westerlund (2007) sıfır hipotezinin eştümleşmenin olmadığı dört yeni panel test ortaya koymaktadır. Bu test istatistikleri pür zaman serileri arasında uzun dönemli ilişkinin araştırıldığı Banerjee, Dolado ve Mestre (1998) testlerini temel almaktadır. Banerjee, Dolado ve Mestre (1998)'de olduğu gibi sıfır hipotezi hata düzeltme teriminin sıfır olup olmadığını test etmektedir. Eğer hata düzeltmenin olmadığını gösteren sıfır hipotezi red edilirse, eştümleşmenin olmadığı sıfır hipotezide red edilmiş olacaktır<sup>10</sup>.

Her bir testte birim spesifik kısa dönem dinamikleri hesaplanır ve hata terimlerindeki otokorelasyon yapısı dikkate alınmaktadır. Katı ekzojen regresörler, bireysel kesme ve trend terimi ve eğimler göz önünde bulundurulmaktadır. Ayrıca bootstrap testler yatay kesit bağımlılığı için uygulanabilmektedir.

Bu dört testten ikisinde alternatif hipotez panelin bütün (genel, ortak) olarak eştümleşik olduğu şeklinde oluşturulmuştur. Diğer iki testte ise alternatif hipotez en az bir birimin eştümleşik olduğu şeklindedir. Yapılan çalışmalar bu dört testinde tutarlı ve limitte normal dağılıma uyduğunu göstermektedir. Simülasyon çalışmaları Westerlund (2007) testinin kalıntıları temel alan testlere göre daha güçlü olduğunu orta koymaktadır.

Westerlund (2007) testini açıklamak için aşağıdaki veri üretme süreci dikkate alınmaktadır:

$$y_{it} = \phi_{1i} + \phi_{2i}t + z_{it} \quad (4.15)$$

ve

---

<sup>9</sup> Westerlund, Joakim, "New Simple Tests for Panel Cointegration", *Economic Reviews*, 24, 3, 2005a, pp. 297-316.

<sup>10</sup> Westerlund, Joakim, "Testing for Error Correction in Panel Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 2007, pp. 709-748.

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it} \quad (4.16)$$

Burada  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  için birim boyutu ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  için zaman boyutu göstermektedir.  $K$  boyutlu  $x_{it}$  vektörü pür rassal yürüyüş sürecini temsil ederken,  $y_{it}$  hem  $\phi_{1i} + \phi_{2i}t$  ile tanımlanan deterministik hem de  $z_{it}$  olarak tanımlanan stokastik kısımlardan oluşmaktadır. Buradaki stokastik kısım  $z_{it}$  aşağıdaki gibi modellenmektedir.

$$\alpha_i(L)\Delta z_{it} = \alpha_i(z_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}) + \gamma_i(L)'v_{it} + e_{it} \quad (4.17)$$

Burada  $\alpha_i(L) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}L^j$  ve  $\gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij}L^j$ 'dir. Denklem (4.17) ile tanımlanan model temelde standart vektör hata düzeltme çerçevesinde  $x_{it}$  altında  $z_{it}$ 'nin koşulu modelidir. Denklem (4.17), denklem (4.15)'te yerine yazılırsa  $y_{it}$  için koşullu hata düzeltme modeline ulaşılmış olur.

$$\alpha_i(L)\Delta y_{it} = \delta_{1i} + \delta_{2i}t + \alpha_i(y_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}) + \gamma_i(L)'v_{it} + e_{it} \quad (4.18)$$

Burada deterministik bileşenleri gösteren terimler  $\delta_{1i} = \alpha_i(1)\phi_{2i} - \alpha_i\phi_{1i} + \alpha_i\phi_{2i}$  ve  $\delta_{2i} = -\alpha_i\phi_{2i}$  olarak tanımlanır. Bu deterministik bileşenler kesme ve trendi gösterdiği için burada üç farklı durum söz konusu olacaktır. Birinci durumda hem  $\phi_{1i}$  hem de  $\phi_{2i}$ 'nin sifıra eşit olduğu kabul edilmektedir. Bu durumda  $y_{it}$ 'de deterministik bileşenler (kesme ve trend) olmayacaktır. Yani  $y_{it}$  için kesmesiz ve trendsiz model kalıbı ele alınacaktır. İkinci durumda  $\phi_{1i}$  kısıtsız iken  $\phi_{2i}$ 'nin sifıra eşit olduğu kabul edilmektedir. Bu durumda  $y_{it}$ 'nin kesmeli ve trendsiz bir veri üretme sürecine sahip olduğu anlamına gelir. Üçüncü durumda hem  $\phi_{1i}$  hem de  $\phi_{2i}$ 'nin kısıtsız olduğu kabul

edilmektedir. Bu durumda da  $y_{it}$  'nin kesmeli ve trendli bir yapıdan üretildiği anlamına gelir.

Tüm bu durumların geçerli olabilmesi denklem (4.18)'de  $(y_{it-1} - \beta_1'x_{it-1})$  'nin durağan olmasına bağlıdır. Burada  $\beta_1'$  vektörü  $x_{it}$  ve  $y_{it}$  arasındaki uzun dönem denge ilişkisini tanımlar. Bu dengede meydana gelebilecek herhangi bir sapma hata düzeltme parametresi  $\alpha_i$  tarafından  $-2 < \alpha_i \leq 0$  oranında düzeltilmektedir. Eğer  $\alpha_i = 0$  ise  $x_{it}$  ve  $y_{it}$  değişkenleri arasında bir hata düzeltme mekanizması yoktur ve değişkenler eştümleşik değillerdir. Ancak  $\alpha_i < 0$  ise  $x_{it}$  ve  $y_{it}$  değişkenleri arasında bir hata düzeltme mekanizması vardır ve değişkenler eştümleşiktir. Yani  $x_{it}$  ve  $y_{it}$  değişkenleri arasında bir uzun dönemli ilişki vardır. Dolayısıyla yatay kesit birimler için eştümleşmenin olmadığı sıfır hipotezi şu şekilde test edilebilir:

$$H_0 : \alpha_i = 0$$

$$H_1 : \alpha_i < 0$$

Westerlund (2007) tarafından ileri sürülen dört test istatistiği de bu çerçevede ele alınmaktadır. Test istatistiklerinin ikisi paneldeki yatay kesitsel birimler boyunca hata düzeltmeyi pooled (ortak) bilgiye göre yapmaktadır. Bu testlere panel istatistikleri denir. Diğer ikisi ise bu bilgiyi kullanmaz ve grup ortalama istatistikleri olarak adlandırılırlar. Bu ayırım alternatif hipotez için farklılık yaratmaktadır. Panel istatistikleri için sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$H_0 : \alpha_i = 0$$

$$H_1^p : \alpha_i = \alpha < 0$$

Burada sıfır hipotezinin red edilmesi paneldeki bütün birimler için eştümleşik ilişkisinin olduğu anlamına gelmektedir. Tersine grup ortalama istatistiği için hipotezler şu şekildedir.

$$\begin{aligned}
H_0 : \alpha_i &= 0 \\
H_1^s : \alpha_i &< 0
\end{aligned}
\tag{4.19}$$

Burada sıfır hipotezinin red edilmesi paneldeki en az bir birim için eştümleşmenin geçerli olduğu anlamına gelmektedir.

Westerlund (2007) test istatistikleri ise aşağıdaki süreç izlenerek hesaplanmaktadır. Denklem (4.16) alternatif olarak şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta_i' x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it}
\tag{4.20}$$

Burada  $d_t = (1, t)'$ ,  $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$  olarak tanımlanan parametre vektörü ile deterministik bileşenleri içermektedir. Asıl problem test istatistiklerinin hesaplanabilmesi için hata düzeltme parametresi  $\alpha_i$ 'nin nasıl tahmin edileceğidir.  $\beta_i$ 'nin bilindiği varsayımı uygun bir yaklaşım olamayacağı için denklem (4.20)'yi yeniden yazmak gerekmektedir.

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i y_{it-1} + \lambda_i' x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it}
\tag{4.21}$$

Burada  $\lambda_i = -\alpha_i \beta_i$ 'dir. Westerlund (2007) test istatistiklerinin dördü de  $\alpha_i$ 'nin tahmin edilerek t-istatistiğinin hesaplanmasına bağlıdır.

Westerlund (2007) grup ortalama istatistiklerinin hesaplanması üç aşamalı süreçle oluşturulmaktadır.

**Adım 1:** Her birim için denklem (4.21) tahmin edilir. Tahmin edilen model şu şekilde gösterilebilir.

$$\Delta y_{it} = \hat{\delta}_i' d_t + \hat{\alpha}_i y_{it-1} + \hat{\lambda}_i' x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{e}_{it}
\tag{4.22}$$

Burada gecikme sayısını gösteren  $p_i$  Akaike bilgi kriteri (AIC) gibi bilgi kriterleri veya  $\hat{\alpha}_{ij}$  ve  $\hat{\gamma}_{ij}$ 'nin son gecikmelerinin anlamlı olup olmamasına göre karar verilir ve bu gecikme sayıları birimler boyunca değişebilir. Alternatif olarak  $T$ 'nin sabit bir fonksiyonu olarak da alınabilir.

**Adım 2:** İkinci adım  $\alpha_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}$ 'nin tahminini içermektedir. Tahmin

süreci için normalde parametrik yöntemler kullanılır ve  $\tilde{\alpha}_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij}$  kullanılarak

$\alpha_i(1)$  tahmin edilir. Ancak  $\tilde{\alpha}_i(1)$ 'i temel alan testlerin özellikle  $p_i$  büyük olduğunda otoregresif parametrelerin tahminine özgü belirsizlikten ötürü küçük örneklerde zayıf performans gösterdiği bilinmektedir. Bu nedenle kernel tahmincisi alternatif bir yöntem olarak kullanılabilir.

$$\hat{\omega}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{j=-M_i}^{M_i} \left(1 - \frac{|j|}{M_i + 1}\right) \sum_{t=j+1}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-j} \quad (4.23)$$

Burada  $M_i$  bant genişliği parametresidir ve kernelden tahmin edilen kovaryans sayısı olarak belirlenir.  $\Delta y_{it}$ 'nin uzun dönem varyansı  $\hat{\omega}_{yi}^2$ ,  $\hat{\omega}_{ui}^2 / \alpha_i(1)^2$  ile sıfır hipotezi altında kolaylıkla değerlendirilebilir. Burada da  $\hat{\omega}_{ui}^2$  karma (birleşik) hata terimi  $u_{it} = \gamma_i(L)'v_{it} + e_{it}$ 'nin uzun dönem varyansını göstermektedir. Bu ifadede  $\alpha_i(1)$  alternatif olarak  $\hat{\omega}_{ui}^2 / \hat{\omega}_{yi}^2$  kullanılarak da tahmin edilebileceği önerilmektedir.  $\hat{\omega}_{ui}^2$

yukarıdaki gibi  $\Delta y_{it}$ 'nin  $\hat{u}_{it} = \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{e}_{it}$  ile yer değiştirilerek kernel tahmininin

kullanılması ile bulunabilir. Burada  $\hat{\gamma}_{ij}$  ve  $\hat{e}_{it}$  denklem (4.22)'den elde edilmektedir.

$\alpha_i(1)$ 'nin yarıparametrik kernel tahmincisi sonuçları  $\tilde{\alpha}_i(1)$  olarak tanımlanır.

**Adım 3:** Grup ortalama test istatistikleri hesaplanır.

$$G_{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad (4.24)$$

ve

$$G_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)} \quad (4.25)$$

Burada  $SE(\hat{\alpha}_i)$ ,  $\hat{\alpha}_i$ 'nin standart hatasıdır.  $G_{\alpha}$  için asimptotik olarak bir problem olmazsada özellikle gecikme sayısı büyük olduğunda sıfır hipotezinin red edilmesi daha sık olmaktadır. Bu durumda T yerine her birimin gözlem sayısının ortalamasını yazmak küçük örneklerde daha iyi performans üretmektedir.

Panel istatistikleri denklem (4.21)'deki modelden farklı olarak her yatay kesit birim için değişime izin verdiğiinden üç adımlı bir süreç ile testlerin oluşumu özetlenebilir.

**Adım 1:** Grup ortalama istatistikleri gibi gecikme sayısı  $p_i$  belirlenir. Her birim için denklem (4.21) tahmin edilir ve hatalar bulunur. Tahmin edilen hatalar şu şekilde gösterilebilir.

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (4.26)$$

ve

$$\tilde{y}_{it-1} = y_{it-1} - \tilde{\delta}'_i d_t - \tilde{\lambda}'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \tilde{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (4.27)$$

**Adım 2:** Ortak (genel) hata düzeltme parametresini  $\alpha$ 'yı ve standart hatasını tahmin edebilmek için  $\Delta \tilde{y}_{it}$  ve  $\tilde{y}_{it-1}$  kullanılır.

$$\hat{\alpha} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\hat{\alpha}_i(1)} \tilde{y}_{it-1} \Delta \tilde{y}_{it} \quad (4.28)$$

ve  $\hat{\alpha}$  'nin standart hatası

$$SE(\hat{\alpha}) = \left( \left( \hat{S}_N^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (4.29)$$

Burada  $\hat{S}_N^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{S}_i^2$  ve eğer  $\hat{\sigma}_i$  denklem (4.22)'den elde edilen regresyonun standart

hatası olarak alınırsa, anakütle için tanımlanan  $\frac{\sigma_i}{\alpha_i(1)}$  'nin tutarlı tahmini  $\hat{S}_i = \frac{\hat{\sigma}_i}{\hat{\alpha}_i(1)}$

olarak belirlenir.

**Adım 3:** Panel test istatistikleri hesaplanır.

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \quad (4.30)$$

ve

$$P_\alpha = T\hat{\alpha} \quad (4.31)$$

Burada  $G_\alpha$  'da olduğu gibi  $P_\alpha$  'da küçük örneklerde T yerine her birimin gözlem sayısının ortalamasını yazmak daha iyi performans üretmektedir.

Yatay kesit bağımlılığının olması durumunda çözüm yollarından birisi verileri ortak zaman etkisinden arındırılmış verileri kullanmaktır. Bu işlem şu şekilde yapılmaktadır.

$$\tilde{x}_{it} = x_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it} \quad (4.32)$$



$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it} \quad (4.33)$$

Fakat bu yaklaşım özellikle küçük örneklerde iyi çalışmamakta ve kötü sonuçlar vermektedir<sup>11</sup>. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığının olması durumunda alternatif olarak bootstrap yaklaşımı kullanılabilir. Bootstrap sürecin birinci aşaması aşağıdaki modeli OLS ile tahmin etmektir.

$$\Delta y_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \hat{e}_{it} \quad (4.34)$$

Burada regresyondan elde edilen kalıntılar vektörü  $\hat{w}_t = (\hat{e}_t', \Delta x_t')'$  ve  $\hat{e}_t = (\hat{e}_{1t}, \hat{e}_{2t}, \dots, \hat{e}_{Nt})'$  ve  $\Delta x_t = (\Delta x_{1t}', \Delta x_{2t}', \dots, \Delta x_{Nt}')'$  dir. Buradan bootstrap örneklem  $w_t^* = (e_t^*, \Delta x_t^*)$  merkezi alıntı vektörü ile yer değiştirerek üretilmektedir.

$$\tilde{w}_t = \hat{w}_t - \frac{1}{T-1} \sum_{j=1}^T \hat{w}_j \quad (4.35)$$

Sonraki aşamada  $\Delta y_{it}^*$  bootstrap örneklemini oluşturmak için

$$u_{it}^* = \sum_{i=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{ij-1}^* + e_{it}^* \quad (4.36)$$

Buradaki  $\hat{\gamma}_{ij}$  yukarıda OLS ile elde edilen parametredir. Kalıntılar için denklem ardışık olarak oluşturulduğunda şu denklem elde edilir.

---

<sup>11</sup> Westerlund 2005a, pp. 297-316.

$$\Delta y_{it}^* = \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{ij-1}^* + u_{it}^* \quad (4.37)$$

Burada  $\hat{\alpha}_{ij}$  yine yukarıda OLS ile elde edilen parametredir. Son olarak  $y_{it}^*$  ve  $x_{it}^*$  şu şekilde oluşturulmaktadır.

$$y_{it}^* = y_{i0}^* + \sum_{j=1}^t \Delta y_{ij}^* \quad (4.38)$$

$$x_{it}^* = x_{i0}^* + \sum_{j=1}^t \Delta x_{ij}^* \quad (4.39)$$

Burada  $y_{i0}^*$  ve  $x_{i0}^*$  sıfır kabul edilen başlangıç değerleridir.

## II. YAPISAL KIRILMALI PANEL EŞTÜMLEŞME SINAMALARI

Her ne kadar panel verilerde uzun dönem ilişkiler araştırılırken eştümleşme sınamaları uygulansa da, panellerin zaman boyutu uzadıkça serilerde yapısal değişme (kırılma) görülme olasılığı artmaktadır. Dolayısıyla böyle bir durumda bu yapısal kırılmalarında dikkate alınması gerekmektedir. Her ne kadar panel veriler ile yapılan çalışmaların birçok avantajı olsa da, teorik çerçeveyi oluşturmak zor olduğundan literatürde özellikle yapısal kırılmayı dikkate alan panel eştümleşme sınamaları ile ilgili çalışmaların oldukça sınırlı olduğu görülmektedir.

### A. WESTERLUND (2006) SINAMASI

Westerlund (2006) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı panel eştümleşme sınamasını açıklamak için  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  birim boyutunu ve  $t = 1, 2, 3, \dots, T$  zaman boyutu göstermek üzere  $y_{it}$  değişkeni aşağıdaki veri üretme süreci ile tasvir edilmektedir.

$$y_{it} = z'_{it}\gamma_{ij} + x'_{ij}\beta_i + e_{it} \quad (4.40)$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it} \quad (4.41)$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \phi_i u_{it} \quad (4.42)$$

Burada  $x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$  ve  $K$  boyutlu regresörlerin vektörüdür.  $z_{it}$  modelde yer alması muhtemel deterministik bileşenlerdir.  $j = 1, 2, 3, \dots, M_i + 1$  indeksi yapısal kırılmaları göstermek üzere kullanılmaktadır.  $T_{i0} = 1$  ve  $T_{iM_i+1} = T$  için  $T_{i1}, T_{i2}, \dots, T_{iM_i}$  kırılma zamanını göstermek üzere en çok  $M_i$  sayıda kırılma gerçekleşebilir veya seride en çok  $M_i + 1$  adet rejim olabilmektedir. Bunlara ek olarak  $r_{it}$ 'nin başlangıç değeri sıfır olarak alınmıştır. Test istatistiğini hesaplayıp asimptotik dağılımını oluşturabilmek için  $w_{it} = (u_{it}, v'_{it})'$  olarak tanımlanan hata vektörünün yatay kesitsel birimler boyunca bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

Eştümleşik regresyonun deterministik bileşenleri için beş farklı duruma dikkate alınmaktadır. İlk üç durum standart eştümleşme sınavı gibi yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Durum dört ve beş ise aslında durum iki ve üçün yapısal kırılmanın dikkate alınmış biçimidir. Bu durumları açık olarak şu şekilde özetlemek mümkündür. (Durum 1) eştümleşik regresyonda kesme ve trend gibi deterministik bileşenlerin olmadığı varsayılmaktadır, yani  $z_{it} = \{ \}$ 'dir. (Durum 2) deterministik bileşen olarak eştümleşik regresyonda bireysel kesmelerin olduğu,  $z_{it} = \{1\}'$  varsayılmaktadır. (Durum 3) deterministik bileşen olarak eştümleşik regresyonda hem bireysel kesmelerin hem de trendin olduğu,  $z_{it} = \{1, t\}'$  varsayılmaktadır. (Durum 4) eştümleşik regresyonun düzeyinde en az bir birim için en az bir değişimin olduğu durumdur. (Durum 5)

eşümleşik regresyonun düzey ve eğiminde en az bir birim için en az bir değişimin olduğu durumdur<sup>12</sup>.

Burada tanımlanan veri üretme sürecinde denklem (4.33)'teki hata terimlerinin durağan ve birim kök kısımlarının  $\phi_i$  parametresi ile tam korelasyonlu olduğu varsayılmaktadır.  $\phi_i$ 'nin işareti üzerinde herhangi bir kısıtlama sözkonusu değildir.  $\phi_i$  işaretine göre şokların yönü birim kök ve durağan kısım için farklılık gösterebilir. Eğer  $\phi_i = 0$  olursa,  $r_{it} = 0$  olduğu varsayımı altında  $r_{it}$  yok olacaktır. Bu durumda  $u_{it}$  durağan olacağı için  $x_{it}$  ve  $y_{it}$  eşümleşik olacaklardır. Test edilecek sıfır hipotezi paneldeki tüm birimlerin eşümleşik olduğu şeklinde kurulmaktadır. Diğer bir ifadeyle sıfır ve alternatif hipotezler şu şekilde gösterilebilir.

$$H_0 : \phi_i = 0, \text{ tüm } i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ için}$$

$$H_1 : \phi_i \neq 0, i = 1, 2, 3, \dots, N_1 \text{ ve } i = N_1 + 1, \dots, N \text{ için}$$

Burada dikkat edilirse alternatif hipotez  $\phi_i$ 'nin yatay kesitsel birimler boyunca farklı durumları göz önüne bulundurulmaktadır. Yani buradaki alternatif hipotez, alternatif hipotezin homojen alındığı  $\phi_i = \phi \neq 0$  çalışmalardan farklılık göstermektedir.

Bu testin gerçekleştirilebilmesi için kullanılacak Panel LM testide şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$Z(M) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (T_{ij} - T_{ij-1})^{-2} \hat{\omega}_{i1.2}^{-2} S_{it}^2 \quad (4.43)$$

Burada  $\hat{\omega}_{i1.2}^2 = \hat{\omega}_{i11}^2 - \hat{\omega}'_{i21} \hat{\Omega}_{i22}^{-1} \hat{\omega}_{i21}$  ve  $S_{it} = \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t \hat{e}_{ik}^*$  'dir. Buradaki  $\hat{e}_{ik}^*$  hata terimi

$e_{it}$  'nin etkin bir tahmincisidir.

<sup>12</sup> Westerlund, Joakim, "Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 1, 2006a, pp. 101-132.

Panel LM test istatistiğini hesaplayabilmek için hata terimi  $e_{it}$  'nin etkin bir tahmincisi olan  $\hat{e}_{it}^*$  'nin bulunması gerekmektedir. Bu tahminci Saikkonen (1991) tarafından geliştirilen dinamik olağan en küçük kareler (DOLS) veya Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen tam değiştirilmiş OLS (Fully Modified OLS) (FMOLS) ile elde edilebilir. Tahmin süreci  $T_{ij-1}$  'den  $T_{ij}$  'ye kadarki zaman serisi gözlemlerinin her bir alt örneklem aralığı için gerçekleştirilmektedir. (Durum 1) için eştümleşik regresyon denkleminde herhangi bir deterministik bileşen olmadan uydurma yapılır. (Durum 2) ve (Durum 4) için eştümleşik regresyon denkleminde bireysel kesmeler deterministik bileşen olarak alınır. (Durum 3) ve (Durum 5)'te ise eştümleşik regresyon denkleminde bireysel kesmelerin ve trendin deterministik bileşen olarak alınır.

$\hat{\omega}_{i1.2}^2$  'i oluşturabilmek için  $\Omega_i$  'nin tutarlı tahmincisi  $\hat{\Omega}_i$  'nin bulunması gerekmektedir. Zaman içinde bireysel regresyonlarda serisel bağımlılığın genel yapısı dikkate alabilmek için tutarlılığı yarı parametrik kernel tahmincisi şu şekilde bulunmaktadır.

$$\hat{\Omega}_i = T^{-1} \sum_{j=-k}^k \left(1 - \frac{|j|}{k+1}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{w}_{it} \hat{w}'_{it-j}$$

Burada  $\hat{\Omega}_i \hat{w}_{it} = (\hat{e}_{it}, v'_{it})'$  kullanılarak hesaplanır.  $\hat{e}_{it}$ ,  $e_{it}$  'nin OLS tahminini göstermektedir. Ağırlık fonksiyonu  $\left(1 - \frac{|j|}{k+1}\right)$  Bartlett kerneldir. Bartlett kernel  $\hat{\Omega}_i$  'nin pozitif çıkmasını sağlamaktadır. Testin tutarlılığı için bant genişliği (bandwidth) parametresi  $k$  'nin  $k \rightarrow \infty$ ,  $T \rightarrow \infty$  ve  $k/T \rightarrow 0$  özelliğini sağlaması gerekmektedir. Bu nedenle  $k = T^{1/3}$  almak yeterli olmaktadır.  $e_{it}$  'nin uzun dönem koşullu varyansının sabit olduğu varsayılmaktadır.  $\hat{\omega}_{i1.2}^2$  'nin tahmini kırılmaları hesaplayabilmek için kukla değişkenli zaman serisi boyutunun bütün uzunluğu kullanılır.

$Z(M)$ , panel LM istatistiği sıfır hipotezi altında  $T \rightarrow \infty$  ve  $N \rightarrow \infty$  için

$$\frac{\sqrt{N}(Z(M) - E(Z(M)))}{\sqrt{\text{Var}(Z(M))}} \Rightarrow N(0,1)$$

standart normal dağılıma göstermektedir. Burada yer alan  $E(Z(M))$  ve  $\text{Var}(Z(M))$  sırasıyla beklenen değer ve varyansı göstermektedir. Bu değerler FMOLS ve DOLS için Westerlund (2006) Tablo 2 ve Tablo 3'te verilmektedir.

Westerlund (2006) eştümleşme sınaması her ne kadar yapısal kırılmalı durum için geliştirilmişse de, test süreci yapısal kırılmasız durumları da kapsamaktadır. Dolayısıyla Durum 1, 2 ve 3 yapısal kırılmasız eştümleşme sınaması için geçerli durumları ifade etmektedir. Yapısal kırılma sözkonusu olduğunda ise Durum 4 ve 5 kullanılmaktadır. Yukarıda da izah edildiği gibi Durum 4 düzeyde değişimi, Durum 5 ise düzey ve eğimde değişimi içermektedir.

## **B. BANERJEE VE CARRION-I SILVESTRE (2006) SINAMASI**

Durağan-dışı değişkenler arasında uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini ileri süren eştümleşme analizinin geleneksel teorisi yapısal bir değişimin olmadığı yönündedir. Ancak bir yapısal değişim olduğunda eştümleşme analizini de yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde yeniden düzenlemek gerekmektedir.

Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) çalışmalarında Pedroni (2004) panel eştümleşme sınamasını yapısal kırılmaları da içerecek şekilde geliştirmişlerdir. Pedroni (2004) panel eştümleşme sınaması parametrik ve parametrik olmayan yedi test istatistiğine göre oluşturmaktadır. Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) çalışmalarında Pedroni (2004)'ün sadece parametrik testini dikkate almaktadırlar. Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006)'nın geliştirdikleri sınamada yatay kesitsel bağımlılığı göz önünde bulundurulmaktadır.

Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı panel eştümleşme sınaması aşağıdaki veri üretme sürecine göre hesaplanmaktadır<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> Banerjee, Anindya - Carrion-i Silvestre, Josep LLuis, "Cointegration in Panel Data with Breaks and Cross-Section Dependence, *Working Paper*, European Central Bank, 591, 2006, pp. 1-56.

$$y_{it} = f_i(t) + x'_{it}\delta_{it} + e_{it}$$

$$\Delta x_{it} = v_{it}$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\zeta_{it} = (\varepsilon_{it}, v_{it})' \sim \text{iidN}(0, I_2)$$

Burada  $f_i(t)$  deterministik bileşenleri göstermektedir. Dört farklı durum dikkate alınmaktadır. (Durum 1)  $f_i(t) = \mu_i + \theta_i DU_{it}$  ve  $T_{bi} = \lambda_i T$  kırılma zamanını göstermek üzere  $t > T_{bi}$  için  $DU_{it} = 1$  diğer durumlarda sıfır değeri almaktadır. Kırılma zamanı  $\lambda_i \in \Lambda$  ile belirlenmektedir. Buradaki  $\Lambda$  ise Zivot ve Andrews (1992)'de olduğu gibi  $\Lambda = [2/T, (T-1)/T]$  şeklinde tanımlanmakta ve  $(0,1)$  aralığında değerler almaktadır. Modeldeki parametreler ise şu şekilde verilmektedir.  $\mu_i = 1$ ,  $\theta_i = \{0,1,3,5,10\}$ ,  $\delta_{it} = \delta_i = 1$  ve  $\lambda_i = \{0.25, 0.50, 0.75\}$ . Otoregresif parametre  $\rho_i = \{0, 0.50\}$  aralığında değerler almaktadır.

Modelde deterministik bileşen olarak kesme terimi (birim etkisi) yer almakta ve tahmin edilmektedir. Eşümleşme test istatistiği Pedroni yapay (pseudo) t-oranına göre hesaplanmaktadır.

(Durum 2) yapısal kırılmanın hem düzey hem de trenddeki eğimde değişme olduğu durumu analiz etmektedir. Deterministik fonksiyon  $f_i(t) = \mu_i + \theta_i DU_{it} + \beta_i t + \gamma_i DT_{it}^*$ . Ayrıca  $\mu_i = 1$ ,  $\theta_i = \{3\}$ ,  $\beta_i = 0.3$  ve  $DT_{it}^*$  kukla değişkendir. Burada yapay (pseudo) t-oranı hesaplanırken deterministik bileşen olarak zaman trendi kullanılmaktadır.

(Durum 3) kırılma etkisinin hem düzeyde hem de eşümleşik vektörde olduğu duruma göre oluşturulmaktadır. Deterministik fonksiyon  $\mu_i = 1$  ve  $\theta_i = \{0,3\}$  ile (durum

1)'de olduğu gibi  $f_i(t) = \mu_i + \theta_i DU_{it}$  'dir. Eşitleniş vektördeki değişim  $t \leq T_{bi}$  için  $\delta_{it} = \delta_{i1} = 1$  ve  $t > T_{bi}$  için  $\delta_{it} = \delta_{i2} = \{0,2,3,4,5,10\}$  şekilde tanımlanmaktadır. Burada yapay (pseudo) t-oranı hesaplanırken deterministik bileşen olarak sabit terim kullanılmaktadır.

(Durum 4) yapısal kırılmanın hem düzey hem de trenddeki eğimde değişimin eşitleniş vektörde de olduğu durumu göz önünde bulundurmaktadır. Bu durum için deterministik fonksiyon  $f_i(t) = \mu_i + \theta_i DU_{it} + \beta_i t + \gamma_i DT_{it}^*$ . Ayrıca  $\mu_i = 1$ ,  $\theta_i = \{3\}$ ,  $\beta_i = 0.3$ , ve  $t \leq T_{bi}$  için  $\delta_{it} = \delta_{i1} = 1$  ve  $t > T_{bi}$  için  $\delta_{it} = \delta_{i2} = \{0,2,3,4,5,10\}$  şekilde tanımlanmaktadır. Burada yapay (pseudo) t-oranı hesaplanırken deterministik bileşen olarak kesme ve zaman trendi kullanılmaktadır.

Tüm bu açıklamalar ışığında Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) model ve test istatistiği  $(m \times 1)$  boyutlu durağan-dışı stokastik süreç  $\{Y_{it}\}$  aşağıdaki gibidir.

$$y_{it} = f_i(t) + x'_{it} \delta_{it} + e_{it} \quad (4.44)$$

$$\Delta x_{it} = v_{it} \quad (4.45)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.46)$$

Burada  $\zeta_{it} = (\varepsilon_{it}, v_{it})'$  ortalaması sıfır ve sonlu (sabit) varyansla ergodik ve güçlü (tam) durağan rassal süreci tanımlar. Ayrıca  $\{\varepsilon_{it}\}$  ve  $\{v_{it}\}$ 'nin bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

Deterministik terim  $f_i(t)$  için genel fonksiyonel yapı

$$f_i(t) = \mu_i + \beta_i t + \theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}^* \quad (4.47)$$



şeklinde oluşturulmaktadır. Burada  $i = 1, 2, 3, \dots, N$  birimleri için kırılma zamanı

$T_{bi} = \lambda_i T$  ile  $DU_{it} = \begin{cases} 0 & t \leq T_{bi} \\ 1 & t > T_{bi} \end{cases}$  ve  $DT_{it}^* = \begin{cases} 0 & t \leq T_{bi} \\ (t - T_{bi}) & t > T_{bi} \end{cases}$  'dir. Eşümleşik vektör ise

$\delta_{it} = \begin{cases} \delta_{i1} & t \leq T_{bi} \\ \delta_{i2} & t > T_{bi} \end{cases}$  için zamanın bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır.

Buradaki tanımlamalar yardımıyla altı farklı model yapısı oluşturulmaktadır.

- Model 1 Kesme teriminin düzeyinde değişim olduğu durum (eşümleşik vektörde değişim yoktur).

$$y_{it} = \mu_i + \theta_i DU_{it} + x'_{it} \delta_i + e_{it} \quad (4.48)$$

- Model 2 Trend teriminin düzeyinde değişim olduğu durum (eşümleşik vektörde değişim yoktur).

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 t + \theta_i DU_{it} + x'_{it} \delta_i + e_{it} \quad (4.49)$$

- Model 3 Trend teriminin hem düzeyde hem de eğimde değişim olduğu durum (eşümleşik vektörde değişim yoktur).

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 t + \theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}^* + x'_{it} \delta_i + e_{it} \quad (4.50)$$

- Model 4 Kesme teriminin hem düzeyinde hem de eşümleşik vektörde değişim olduğu durum.

$$y_{it} = \mu_i + \theta_i DU_{it} + x'_{it} \delta_{it} + e_{it} \quad (4.51)$$

- Model 5 Trend teriminin hem düzeyinde hem de eşümleşik vektörde değişim olduğu durum (trendin eğiminde değişim yoktur).

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \theta_i DU_{it} + x'_{it} \delta_{it} + e_{it} \quad (4.52)$$

- Model 6 Zaman trendi ve eştümleşik vektörde değişim olduğu durum.

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + \theta_i DU_{it} + \gamma_i DT_{it}^* + x'_{it} \delta_{it} + e_{it} \quad (4.53)$$

Bu test spesifikasyonlarından biri seçilerek eştümleşmenin olmadığını gösteren sıfır hipotezine karşılık (kırılmalı) eştümleşmenin olduğu alternatif hipotezi test edilmektedir. Burada kırılmanın dikkate alınmadığı durumlar Pedroni (2004) yaklaşımını temel alırken, kırılmanın dikkate alındığı 1, 2 ve 4 durumları Gregory ve Hansen (1996) çalışmasını temel almaktadır. Durum 3, 5, 6 ise yine Gregory ve Hansen (1996) çerçevesinde geliştirilmiştir.

Test istatistiği ise şu şekilde hesaplanmaktadır. İlk olarak yukarıdaki durumlardan biri için Gregory ve Hansen (1996) çerçevesinde model OLS ile tahmin edilir ve modelin kalıntıları  $\hat{e}_{it}(\lambda_i)$  için ADF tipi regresyon tahmin edilir.

$$\Delta \hat{e}_{it}(\lambda_i) = \rho_i \hat{e}_{it-1}(\lambda_i) + \sum_{j=1}^k \phi_{it} \Delta \hat{e}_{it-j}(\lambda_i) + \varepsilon_{it} \quad (4.54)$$

Burada (eğer varsa) bilinmediği varsayımı altında kırılma yansımaları notasyonu ( $\lambda_i$ ) olarak kullanılmıştır. Tüm kırılma durumları için denklem (4.45)-(4.50) tahmin edilerek tahmin edilen ardışık ADF modeli için test istatistikleri hesaplanır. Böylece test istatistiği minimum olan model ile kırılma zamanı tahmin edilmiş olur. Yani  $t_{\hat{\rho}_i}(\lambda_i)$  olarak adlandırılan t-oranı bulunur ya da  $T\hat{\rho}_i(\lambda_i) = T\hat{\rho}_i(1 - \hat{\phi}_{i1} - \hat{\phi}_{i2} - \dots - \hat{\phi}_{ik})^{-1}$  hesaplanır. Gregory ve Hansen (1996) kırılma yansımaları parametresine bağlı olmayan  $t_{\hat{\rho}_i}(\hat{\lambda}_i) = \inf_{\lambda_i \in \Lambda} t_{\hat{\rho}_i}(\lambda_i)$  ve  $T\hat{\rho}_i(\hat{\lambda}_i) = \inf_{\lambda_i \in \Lambda} T\hat{\rho}_i(\lambda_i)$ 'nin limit dağılımını geliştirmişlerdir. Burada kırılma döneminin  $\hat{T}_{bi}$  tahmini

$$\hat{T}_{bi} = \arg \min_{\lambda_i \in \Lambda} t_{\hat{\rho}_i}(\lambda_i) \text{ ve } \hat{T}_{bi} = \arg \min_{\lambda_i \in \Lambda} T\hat{\rho}_i(\lambda_i)$$

şeklindedir. Bu aşamada ya her birim için Gregory ve Hansen (1996) yaklaşımı ile sıfır hipotezi test edilir. Ya da birimler dikkate alınarak panel veri test istatistiği oluşturulur.

Sıfır hipotezini test edebilmek için üzerinde durulacak panel istatistikleri Pedroni (2004)'ün kullandığı ve Engle ve Granger (1987) yaklaşımına olduğu gibi kalıntıları temel alan  $Z_{\hat{\rho}_{NT}}$  ve  $Z_{\hat{t}_{NT}}$  testleridir. Bu test istatistikleri bireysel ADF testlerinin grup olarak hesaplanmasıyla belirlenir. Daha açık olarak hesaplama süreci şu şekilde yazılabilir.

$$Z_{\hat{\rho}_{NT}}(\hat{\lambda}) = \sum_{i=1}^N T\hat{\rho}_i(\hat{\lambda}_i) \quad (4.55)$$

ve

$$Z_{\hat{t}_{NT}}(\hat{\lambda}) = \sum_{i=1}^N t_{\hat{\rho}_i}(\hat{\lambda}_i) \quad (4.56)$$

Burada  $\hat{\rho}_i(\hat{\lambda}_i)$  ve  $t_{\hat{\rho}_i}(\hat{\lambda}_i)$  tahmin edilen katsayılarıdır. Denklem (4.51)'den t-oranı hesaplanmaktadır. Tahmin edilen kırılma yansımaları vektörü  $\hat{\lambda} = (\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_i, \dots, \hat{\lambda}_N)'$  olarak tanımlanır.

Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) geliştirdikleri yapısal kırılmalı panel eştümleşme sınavasının dağılımının, Pedroni (2004)'de olduğu gibi standart normal dağılıma yaklaştığını göstermektedirler. Ancak yapısal kırılmalı durumlar için bootstrap kritik değerler kullanılmaktadır.

Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) eştümleşme sınavası her ne kadar yapısal kırılmalı durum için geliştirilmişse de, test süreci yapısal kırılmasız durumları da kapsamaktadır. Yapısal kırılmasız durumlar için; kesmesiz ve trendsiz model, kesmeli

ve trendsiz model son olarak kesmeli ve trendli model yapılarına göre uygulanabilmektedir.

### C. BASHER VE WESTERLUND (2009) SINAMASI

Basher-Westerlund (2009) sınaması, Westerlund (2006) sınamasını temel alan bir panel eştümleşme analizidir. Westerlund (2006) sınaması her ne kadar heterojen panel ve yapısal kırılma durumlarını dikkate alsada, birimler arasındaki yatay kesitsel bağımlılığı dikkate almamaktadır. Bu nedenle yatay kesitsel birimler arasında ilişki olması durumunda ya bu ilişki yatay kesit ortalamaları ile arındırılmalı ya da testin bu bağımlılığı dikkate alacak şekilde geliştirilmesi gerekmektedir.

Westerlund (2007)'de gösterildiği gibi yataya kesit bağımlılığı yok etmek için kullanılan yatay kesit ortalamaların alınması özellikle küçük örneklerde iyi çalışmamakta ve oldukça kötü sonuçlar vermektedir. Bu nedenle Basher-Westerlund (2009) sınaması, heterojenlik, yatay kesit bağımlılık ve yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde geliştirilmiştir<sup>14</sup>.

Basher-Westerlund (2009) sınaması temelde Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) birim kök testi mantığını kullanmaktadır. Çünkü Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) birim kök testinde, paneldeki birimler arasındaki heterojenliği, yatay kesit bağımlılığı ve çoklu yapısal kırılmayı dikkate alabilmektedir. Dolayısıyla Basher-Westerlund (2009) sınaması, Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005)'in kalıntıları temel alan versiyonunun Westerlund (2006) eştümleşme sınaması için uyarlanmış panel LM biçimidir. Bu nedenle Basher-Westerlund (2009) sınaması için kurulacak hipotez Westerlund (2006)'da olduğu gibidir.

$$H_0 : \phi_i = 0, \text{ tüm } i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ için}$$

$$H_1 : \phi_i \neq 0, i = 1, 2, 3, \dots, N_1 \text{ ve } i = N_1 + 1, \dots, N \text{ için}$$

<sup>14</sup> Basher, Syed A. - Westerlund, Joakim, "Panel Cointegration and the Monetary Exchange Rate Model", *Economic Modelling*, 26, 2009, pp. 506-513.

Burada dikkat edilirse alternatif hipotez  $\phi_1$ 'nin yatay kesitsel birimler boyunca farklı durumları göz önüne bulundurulmaktadır. Yani buradaki alternatif hipotez, alternatif hipotezin homojen alındığı  $\phi_1 = \phi \neq 0$  çalışmalardan farklılık göstermektedir. Sıfır hipotezinin red edilememesi panelin eştümleşik olduğu anlamına gelmektedir.

Bu testin gerçekleştirilebilmesi için kullanılacak Panel LM testide şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$Z(M) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij}+1}^{T_{ij}} \frac{S_{it}^2}{(T_{ij} - T_{ij-1})^2 \hat{\sigma}_i^2} \quad (4.57)$$

Burada  $S_{it} = \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t \hat{e}_{ik}^*$  'dir. Buradaki  $\hat{e}_{ik}^*$  hata terimi  $e_{it}$  'nin etkin bir tahmincisidir.

Basher-Westerlund (2009), etkin tahminci olarak Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen tam değiştirilmiş OLS (Fully Modified OLS) (FMOLS)'yi kullanmaktadır. Tahmin süreci  $T_{ij-1}$  'den  $T_{ij}$  'ye kadarki zaman serisi gözlemlerinin her bir alt örneklem aralığı için gerçekleştirilmektedir.

Westerlund (2006)'da gösterildiği gibi  $Z(M)$ , panel LM istatistiği sıfır hipotezi altında  $T \rightarrow \infty$  ve  $N \rightarrow \infty$  için

$$\frac{\sqrt{N}(Z(M) - E(Z(M)))}{\sqrt{\text{Var}(Z(M))}} \Rightarrow N(0,1)$$

standart normal dağılıma uymaktadır.  $Z(M)$  istatistiği alternatif hipotez altında pozitif yönde sonsuza doğru yaklaşmaktadır. Dolayısıyla hesaplanan  $Z(M)$  değeri kritik değerden büyükse sıfır hipotezi red edilmekte ve eştümleşmenin olmadığı anlamına gelmektedir.

Basher-Westerlund (2009), (Durum 1) için eştümleşik regresyon denkleminde bireysel kesmeler deterministik bileşen olarak alınır. (Durum 2)'de eştümleşik

regresyon denkleminde bireysel kesmeler ve trend deterministik bileşen olarak alınır. (Durum 3)'te eştümleşik regresyon denkleminde bireysel kesmeler deterministik bileşen olarak alınır ve kesmede düzey değişimi olduğu varsayılmaktadır. (Durum 4)'te ise eştümleşik regresyon denkleminde kırılma ile birlikte bireysel kesmelerin ve trendin deterministik bileşen olarak alınmaktadır.

Basher-Westerlund (2009), yatay kesit bağımlılığının olması durumunda bootstrap kritik değerleri ve bunlara bağlı olarak olasılık değerlerini hesaplamaktadır. Bu hesaplama süreci birim kök testi uygularken, yatay kesit bağımlılığı dikkate alan Carrion-i-Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) yaklaşımını kullanmaktadır.

$\phi_i = 0$  olması kalıntıların durağan olmasını gerektirdiğinden, kalıntılar şu şekilde bir otoregresif süreç göstermektedir.

$$\varepsilon_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

Burada  $\varepsilon_{it}$  yatay kesit bağımlılığı içerdiğinden,  $\varepsilon_{it}$ 'nin p'inci dereceden bir otoregresif süreç gösteren bootstrap değerleri hesaplanması için yatay kesit bağımsız yeni kalıntılar ile yer değiştirilir. Dolayısıyla bootstrap kalıntıların hesaplanma sürecini gösteren birinci aşama şu şekildedir.

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{w}_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\phi}_{ij} \hat{w}_{it-j}$$

İkinci aşama her bir yatay kesit birim için rassal olan kalıntıların ortalaması

$\hat{\varepsilon}_{it} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^T \hat{\varepsilon}_j$  alınır. Bu bootstrap değerler gerçek kalıntılar ile yer değiştirilir. Üçüncü

ve son aşamada model bootstrap kalıntılar ile tahmin edilir.

### III. PANEL EŞTÜMLEŞİK REGRESYON MODELİNİN TAHMİNİ

Gerek yapısal kırılmasız gerekse yapısal kırılmalı eştümleşme sınamaları sonucunda incelenen paneller arasında eştümleşmenin geçerli olduğu bulunursa, geliştirilen eştümleşik regresyon tahmincileri ile bu uzun dönemli ilişki tahmin edilebilir.

Panel eştümleşik regresyon modeli için tahmincilerin özellikleri ve istatistiksel testler zaman serisi analizini temel alan eştümleşik regresyon modelinden farklıdır. Bu farklılıkların bir kısmı Kao ve Chaing (2000), Phillips ve Moon (1999) ve Pedroni (2000) çalışmalarında verilmektedir. Panel eştümleşik modeller, finansal ve makroekonomik verilerde karşılaşılan uzun dönem ilişkileri yansıtıp yansıtmadığı sorusuna göre hareket eder. Bu tür uzun dönem ilişkiler, ekonomik teori, tahmin edilen regresyon katsayıları ve teorik kısıtların sağlayıp sağlanmadığı soruları çerçevesinde tahmin edilmektedir.

Phillips ve Hansen (1990), Phillips ve Moon (1999) ve Pedroni (2000), çalışmalarında tam değiştirilmiş OLS (FMOLS) tahmincileri üzerinde durmuşlardır. Son dönemde Kao ve Chaing (2000) ise alternatif olarak, Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) çalışmalarını temel alan dinamik OLS (DOLS) tahmincileri üzerinde durmuşlardır.

Kao ve Chaing (2000) aşağıdaki panel regresyon modeli ile başlamaktadırlar.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + u_{it} \quad (4.58)$$

Burada  $y_{it}$  1x1 boyutlu bağımlı değişken,  $\beta$  kx1 eğim parametreleri,  $z_{it}$  deterministik bileşenler,  $u_{it}$  durağan hata (kalıntı) terimi,  $x_{it}$  tamamı birinci mertebeden tümleşik kx1 boyutlu bağımsız değişkenlerdir. Yani burada

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

olarak tanımlanmaktadır. Yatay kesitsel bağımsızlık varsayımı altında, denklem (4.58) eştümleşik regresyon sistemini tanımlamaktadır. Diğer bir ifadeyle  $y_{it}$ ,  $x_{it}$ 'ler ile

eşleşmiştir. Burada  $\beta$  parametre vektörünün OLS tahmincileri aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{x}'_{it} \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{y}_{it} \right] \quad (4.59)$$

Burada  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{x}'_{it} \xrightarrow{p} \text{Lim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[\xi_{2i}]$  ve  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{u}_{it} \Rightarrow \text{Lim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[\xi_{1i}]$

olduğu gösterilebilir. Ardışık limit teorisi kullanılarak

$$\begin{bmatrix} z_{it} & E[\xi_{1i}] & E[\xi_{2i}] \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} \\ 1 & 0 & 0 \\ \mu_i & -\frac{1}{2} \Omega_{\varepsilon ui} + \Delta_{\varepsilon ui} & \frac{1}{6} \Omega_{\varepsilon i} \\ \mu_i, t & -\frac{1}{2} \Omega_{\varepsilon ui} + \Delta_{\varepsilon ui} & \frac{1}{15} \Omega_{\varepsilon i} \end{bmatrix}$$

belirlenir ve  $(u_{it}, \varepsilon'_{it})$ 'nin uzun dönem kovaryans matrisi  $\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{ui} & \Omega_{u\epsilon i} \\ \Omega_{\varepsilon ui} & \Omega_{\varepsilon i} \end{bmatrix}$ , dir.

Ayrıca tek yönlü uzun dönem kovaryans matrisi  $\Delta_i = \begin{bmatrix} \Delta_{ui} & \Delta_{u\epsilon i} \\ \Delta_{\varepsilon ui} & \Delta_{\varepsilon i} \end{bmatrix}$ , dir. Örneğin

deterministik terim  $z_{it}$  sadece kesmeyi içeriyorsa,  $z_{it} = \{\mu_i\}$ ;

$$\sqrt{NT}(\hat{\beta}_{OLS} - \beta) - \sqrt{N}\delta_{NT} \Rightarrow N \left( 0, 6\Omega_{\varepsilon}^{-1} \left( \text{Lim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Omega_{u,\epsilon i} \Omega_{\varepsilon i} \right) \Omega_{\varepsilon}^{-1} \right)$$

Burada  $\Omega_{\varepsilon} = \text{Lim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Omega_{\varepsilon i}$  ve

$$\delta_{NT} = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \frac{1}{N} \left[ \sum_{i=1}^N \Omega_{\varepsilon i}^{1/2} \left( \int \tilde{w}_i dW_i' \right) \Omega_{\varepsilon i}^{-1/2} \Omega_{\varepsilon ui} + \Delta_{\varepsilon ui} \right]$$



olacaktır. Bu sonuç panel veriler kullanıldığında  $\hat{\beta}_{OLS}$ 'nin asimptotik olarak sapmalı ve tutarsız olduğunu göstermektedir<sup>15</sup>.

Chen, McCoskey ve Kao (1999) çalışmalarında; t-istatistikleri, sapma-düzeltilme OLS tahminicileri ve sapma-düzeltilme t-istatistikleri için sonlu örneklem özelliklerini araştırmışlardır. Buldukları sonuç, sapma-düzeltilme OLS tahmincisinin genel olarak OLS tahmincisine göre iyi olmadığı yönündedir. Chen, McCoskey ve Kao (1999) çalışmalarında dinamik OLS (DOLS) ya da tam değiştirilmiş OLS (FMOLS) tahminicileri eştümleşik panel regresyonlarında kullanılmasının daha uygun olacağını belirtmişlerdir.

Kao ve Chaing (2000), eştümleşik regresyonda tam modifiye edilmiş (FM) ve dinamik OLS tahmincilerini ve limit dağılımlarının normal olduğunu ortaya koymuşlardır. Phillips ve Moon (1999) ve Pedroni (2000) çalışmalarında FM tahminciler için benzer sonuçlar elde etmişlerdir. Kao ve Chaing (2000)'de OLS, FM ve DOLS tahmincilerinin sonlu örneklem özellikleri incelenerek şu sonuçlar elde edilmiştir: (1) OLS tahmincileri sonlu örneklemde gözardı edilemez (önemsiz olmayan) sapmaya sahiptir. (2) FM tahmincileri genellikle OLS tahmincilerine göre iyi değildir. (3) DOLS tahmincileri OLS ve FM tahmincilerine göre eştümleşik panel regresyonların tahmininde kullanılabilir.

Bu nedenle çalışmanın bu bölümünde eştümleşik regresyon modelinin tahmin süreci üzerinde durulacaktır. İlk olarak dinamik OLS (DOLS) tahminci verildikten sonra, tam değiştirilmiş OLS (FMOLS) ve dinamik görünüşte ilişkisiz regresyon (SUR) tahmincileri açıklanacaktır.

## **A. DİNAMİK OLS TAHMİNCİSİ: DOLS**

Mark ve Sul (2003), Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) tarafından ortaya atılan homojen eştümleşik modelin, panel DOLS tahmincisini geliştirmiştir. Böylece

---

<sup>15</sup> Harris - Sollis, 2003, p. 208.

panel veriler için DOLS tahmincisini kullanarak eştümleşik ilişkiyi tahmin etmek ve test etmek mümkün olmaktadır.

Panel DOLS tahmincisi, Phillips ve Moon (1999) ve Pedroni (2000) tarafından geliştirilen FMOLS tahmincisine bir alternatif olan parametrik bir tahmincidir. Her ne kadar panel DOLS tahmincisinde eştümleşik ilişki birimler boyunca homojen olarak alınsa da, kısa dönem dinamik ilişki tahmin edilirken, birimlere ilişkin birim ve zaman etkileri dikkate alınabilmektedir<sup>16</sup>. Ayrıca yatay kesit bağımlılığı dikkate alabilmek için zaman etkisi kullanılabilir.

Mark ve Sul (2003), Panel DOLS tahmincisini aşağıdaki veri üretme sürecine göre gerçekleştirmektedir.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \theta_t + \gamma' x_{it} + u_{it}^* \quad (4.60)$$

$$\Delta x_{it} = v_{it} \quad (4.61)$$

Burada  $(1, -\gamma')$ , birimler boyunca özdeş olan ve  $y_{it}$  ile  $x_{it}$  arasındaki eştümleşik vektördür. Birleşik denge hatası (dengeden sapma)  $(y_{it} - \gamma' x_{it})$ , birim etkisi  $\alpha_i$ , birimlere ilişkin spesifik doğrusal trend  $\lambda_i t$  ve ortak zaman faktörü  $\theta_t$  tarafından oluşmaktadır. Geriye kalan birim-özel (idiosyncratic) hataların  $u_{it}^*$  birimler boyunca bağımsız olduğu varsayılmaktadır.

Panel DOLS tahmincisi hesaplanırken, üç farklı durum dikkate alınmaktadır. Durum 1'de sabit etkiler modeli ile birim etkileri dikkate alınmaktadır. Burada heterojen doğrusal trend ve ortak zaman etkileri de ele alınmaktadır. Durum 2'de sabit etkiler modeline heterojen trendler eklenmektedir. Durum 3'te sabit etkiler, trend ve ortak trend etkisi incelenmektedir.

**Durum 1 (Sabit Etkiler):** Ampirik uygulamalarda birim etkilerinin dikkate alınması gerekmektedir. Bu nedenle sabit etkiler temelli model yapısı ele alınmalıdır.

---

<sup>16</sup> Mark, Nelson C. - Sul, Donggyu, "Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 3, 2003, pp. 655-680.

Denklem (4.60) ile verilen modelde  $\theta_i = 0$  ve  $\lambda_i = 0$  için sabit etkilerin dikkate ele alındığı belirlenebilir. Bu durumda model aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir.

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma'x_{it} + u_{it}^* \quad (4.62)$$

Hata terimi  $u_{it}^*$ 'nin  $v_{it}$  ile korelasyonlu olması durumunda, bu endojenliği kontrol edebilmek için  $p_i$  sayıda gecikme ve öncelleştirme kullanılmaktadır. Bu durum şu şekilde gösterilebilir.

$$u_{it}^* = \sum_{s=-p_i}^{p_i} \delta'_{i,s} v_{it-s} + u_{it} = \sum_{s=-p_i}^{p_i} \delta'_{i,s} \Delta x_{it-s} + u_{it} = \delta'_i z_{it} + u_{it} \quad (4.63)$$

Burada  $\delta_i = (\delta'_{i,-p_i}, \dots, \delta'_{i,0}, \dots, \delta'_{i,p_i})'$  ve  $z_{it} = (\Delta x'_{it,-p_i}, \dots, \Delta x'_{it,0}, \dots, \Delta x'_{it+p_i})'$  dir. Ayrıca  $u_{it}$ ,  $v_{it}$ 'nin tüm gecikme ve öncelleştirmeleri ile bağımsızdır. Denklem (4.63), denklem (4.62)'de yerine yazılırsa aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma'x_{it} + \delta'_i z_{it} + u_{it} \quad (4.64)$$

Denklem (4.64)'ün zaman serisi ortalaması alınır.

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} = \alpha_i + \gamma' \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} + \delta'_i \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{it} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it} \quad (4.65)$$

Denklem (4.64)'den denklem (4.65) çıkarılarak, model  $\alpha_i$ 'den arındırılır ve aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir.

$$\tilde{y}_{it} = \gamma \tilde{x}_{it} + \delta'_i \tilde{z}_{it} + \tilde{u}_{it} \quad (4.66)$$

Burada tanımlanan değişkenler, gözlemlerin kendi zaman serisi ortalamasından farklarının alındığını göstermektedir. Bu işlem şu şekilde gösterilebilir.

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (4.67)$$

$$\tilde{x}_{it} = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (4.68)$$

$$\tilde{z}_{it} = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{it} \quad (4.69)$$

$$\tilde{u}_{it} = -\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it} \quad (4.70)$$

Sabit etkiler içeren modeli tahmin etmek için  $\tilde{q}_{it}$  şeklinde bir değişken tanımlanabilir. Bu değişken  $\tilde{x}_{it}$  ve  $\tilde{z}_{it}$  ve sıfırlardan oluşsun. Yani  $\tilde{q}_{it}$  değişkeni aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$\begin{aligned} \tilde{q}_{1t} &= (\tilde{x}'_{1t} \quad \tilde{z}'_{1t} \quad 0' \quad \dots \quad 0')' \\ \tilde{q}_{2t} &= (\tilde{x}'_{2t} \quad 0' \quad \tilde{z}'_{2t} \quad \dots \quad 0')' \\ &\vdots \\ \tilde{q}_{Nt} &= (\tilde{x}'_{Nt} \quad 0' \quad 0' \quad \dots \quad \tilde{z}'_{Nt})' \end{aligned} \quad (6.71)$$

Tahmin edilecek temel katsayı vektörü  $\beta = (\gamma', \delta'_1, \dots, \delta'_N)'$  ve regresyonun kısa yazılımı  $\tilde{y}_{it} = \beta' \tilde{q}_{it} + \tilde{u}_{it}$  şeklinde gösterilebilir. O halde sabit etkiler model için panel DOLS tahmincisi  $\beta_{NT}$ 'dir.  $\beta_{NT}$  ise şu şekilde elde edilir.

$$(\beta_{NT} - \beta) = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{q}'_{it} \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{u}_{it} \right] \quad (4.72)$$

**Durum 2 (Sabit Etkiler ve Heterojen Trendler):** Bu durumda hem sabit etkiler hem de heterojen zaman trendleri dikkate alınmaktadır. Denklem (4.63), denklem (4.62)'de  $\theta_t = 0$  için yerine yazılırsa aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \gamma' x_{it} + \delta'_i z_{it} + u_{it} \quad (4.73)$$

Denklem (4.73)'ün zaman serisi ortalaması alınır

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} = \alpha_i + \lambda_i \left( \frac{T+1}{2} \right) + \gamma' \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} + \delta'_i \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{it} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_{it} \quad (4.74)$$

Burada  $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T t = \left( \frac{T+1}{2} \right)$  olarak tanımlanır. Sabit etkileri kontrol edebilmek için denklem (4.73)'ten denklem (4.74) çıkarılır.

$$\tilde{y}_{it} = \lambda_i \tilde{t} + \gamma' \tilde{x}_{it} + \delta'_i \tilde{z}_{it} + \tilde{u}_{it} \quad (4.75)$$

Burada tanımlanan değişkenler gözlemlerin kendi zaman serisi ortalamasından farklarının alındığı halidir. Yani denklem (4.67)-(4.70) ve ek olarak zaman ortalaması için aşağıdaki fark alma işlemi uygulanır.

$$\tilde{t} = t - \frac{T+1}{2} \quad (4.76)$$

Panel DOLS tahmincisini oluşturmak için trend katsayısı vektörü  $\lambda_N = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_N)'$  ve  $\beta = (\gamma', \lambda_N', \delta_1', \dots, \delta_N)'$  tanımlaması yapılır.  $\tilde{q}_{it}$  değişkeni ise aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$\begin{aligned}\tilde{q}_{1t} &= (\tilde{x}'_{1t} \quad \tilde{t} \quad 0 \quad \dots \quad 0 \quad \tilde{z}'_{1t} \quad 0' \quad \dots \quad 0')' \\ \tilde{q}_{2t} &= (\tilde{x}'_{2t} \quad 0 \quad \tilde{t} \quad \dots \quad 0 \quad 0' \quad \tilde{z}'_{2t} \quad \dots \quad 0')' \\ &\vdots \\ \tilde{q}_{Nt} &= (\tilde{x}'_{Nt} \quad 0 \quad 0 \quad \dots \quad \tilde{t} \quad 0' \quad 0' \quad \dots \quad \tilde{z}'_{Nt})'\end{aligned}\tag{4.77}$$

Son olarak  $\beta_{NT}$ 'nin panel DOLS tahmincisi şu şekilde elde edilir.

$$\beta_{NT} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{q}'_{it} \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{it} \tilde{y}_{it} \right]\tag{4.78}$$

**Durum 3 (Sabit Etkiler, Heterojen Trendler ve Ortak Trend Etkisi):** Bu durum da hem sabit etkiler hem de heterojen zaman trendleri dikkate alınmaktadır. Denklem (4.63), denklem (4.62)'de yerine yazılırsa aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \theta_t + \gamma' x_{it} + \delta_i' z_{it} + u_{it}\tag{4.79}$$

Modelde yer alan ortak zaman etkisini kontrol edebilmek için gözlemlerin yatay kesit ortalaması alınır. Çünkü denklem (4.63)'te yer alan  $\delta_i'$  birimler boyunca heterojen olabilir. O halde yatay kesit ortalaması  $\sum_{j=1}^N \delta_j' z_{jt}$  toplamı ile elde edilebilir. Ancak bu haliyle işlem zor olacağından, tahmin problemi eştümleşik vektör tahmininden ardışık ve endojenlik problemi düzeltilerek daha basit bir şekilde elde edilebilir. Bu işlemi yapabilmek için  $y_{it}$ 'yi oluşturan her bir terimin hataları  $y_{it}^{**}$ ,  $n_{it} = (1, t, z'_{it})$  üzerine ve  $x_{it}^{**} = x_{it} - \Phi_i n_{it}$  hataları olsun. Burada  $\Phi_i$ ,  $x_{it}$ 'nin  $n_{it}$  üzerine regresyonundan elde

edilen hatalar vektörüdür. O halde  $y_{it}$  ve  $x_{it}$ 'nin hataları için kurulacak model denklem (4.79) formunda şu şekilde yazılabilir.

$$y_{it}^{**} = \gamma'x_{it}^{**} + \theta_t + u_{it} \quad (4.80)$$

Denklem (4.80)'i tahmin edebilmek için modelin yatay kesit ortalaması alınır.

$$\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N y_{jt}^{**} = \gamma' \left[ \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N x_{jt}^{**} \right] + \theta_t + \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N u_{jt} \quad (4.81)$$

Burada ortak zaman etkisini arındırmak için denklem (4.80), denklem (4.81)'den çıkarılır.

$$y_{it}^{**\#} = \gamma'x_{it}^{**\#} + u_{it}^{\#} \quad (4.82)$$

Burada tanımlanan değişkenler gözlemlerin kendi yatay kesit ortalamasından farklarının alındığı halidir. Yani farklar aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$y_{it}^{**\#} = y_{it}^{**} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N y_{jt}^{**} \quad (4.83)$$

$$x_{it}^{**\#} = x_{it}^{**} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N x_{jt}^{**} \quad (4.84)$$

$$u_{it}^{\#} = u_{it} - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N u_{jt} \quad (4.85)$$

Son olarak  $\gamma$ 'nın panel DOLS tahmincisi şu şekilde elde edilir.

$$\gamma_{NT} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}^{**\#} X_{it}^{**\#0} \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}^{**\#} Y_{it}^{**\#} \right] \quad (4.86)$$

Mark ve Sul (2003), panel DOLS tahmincilerinin asimptotik olarak normal dağılım gösterdiğini ortaya koymaktadır.

## B. TAM DEĞİŞTİRİLMİŞ OLS TAHMİNCİSİ: FMOLS

Pedroni (2000), tam değiştirilmiş OLS (FMOLS) tahmincisini açıklamak için aşağıdaki panel regresyon modeli ile başlamaktadır.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad (4.87)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4.88)$$

Burada vektör hata süreci  $\xi_{it} = (\mu_{it}, \varepsilon_{it})'$ ,  $\Omega_i$  asimptotik kovaryans matrisi ile durağandır. Dolayısıyla paneldeki her birim için  $\beta$  eştümleşik vektör ile  $x_i$  ve  $y_i$  değişkenlerinin eştümleşik olacaklardır.  $\alpha_i$  terimi birimler için özel etkileri (birim etkisi) gösteren eştümleşik ilişkiyi yansıtmaktadır<sup>17</sup>.

Panel FMOLS tahmincisi, Pedroni'nin gruplar içi testleri üzerine temellenen tahmincilerdir. Panel FMOLS tahmincilerini test etmek için hipotez,

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= \beta_0 \\ H_1 : \beta_i &= \beta_a \neq \beta_0 \end{aligned} \quad (4.89)$$

<sup>17</sup> Pedroni, Peter, "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", *Advances in Econometrics*, 15, 2000, pp. 93-130.



şeklinde kurulur. Panel eştümleşik regresyon modelinin  $\beta$  parametresi için panel FMOLS tahmincisi

$$\hat{\beta}_{NT}^* - \beta = \left( \sum_{i=1}^N \hat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-1} \hat{L}_{22i}^{-1} \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 (\mu_{it}^* - T \hat{\gamma}_i) \right) \quad (4.90)$$

şeklindedir. Burada  $\mu_{it}^* = \mu_{it} - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}$  ve  $\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$ 'dir.

Aynı zamanda  $L_{11i} = (\Omega_{11i} - \Omega_{21i}^2 / \Omega_{22i})^{1/2}$ ,  $L_{12i} = 0$ ,  $L_{21i} = (\Omega_{21i} / \Omega_{22i}^{1/2})$ ,  $L_{22i} = (\Omega_{22i}^{1/2})$ 'dir. Pedroni (2000) çalışmasında FMOLS tahmincisinin asimptotik olarak standart normal dağılıma yaklaştığını göstermiştir. Diğer bir ifadeyle FMOLS tahmincisi hesaplandıktan sonra parametre için bulunacak t-istatistiği

$$t_{\hat{\beta}_{NT}^*} = \left( \hat{\beta}_{NT}^* - \beta \right) \left( \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1/2} \rightarrow N(0,1) \quad (4.91)$$

şeklinde hesaplanmakta ve bu test istatistiğinin anlamlılığı standart normal dağılıma göre karar verilmektedir.

Grup ortalama panel FMOLS tahmincisi, Pedroni'nin gruplar arası testleri üzerine temellenen tahminçilerdir. Bu yöntem için, panel eştümleşmenin incelendiği sıfır hipotezi ve panel eştümleşmenin olmadığı alternatif hipotez kurulur. Grup ortalama FMOLS tahmincileri, birleşik panel FMOLS tahmincilerine göre daha esnek sonuçların elde edilmesini sağlar. Grup ortalama FMOLS tahmincilerini test etmek için hipotez,

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= \beta_0 \\ H_1 : \beta_i &\neq \beta_0 \end{aligned} \quad (4.92)$$

şeklinde kurulur. Panel eştümleşik regresyon modelinin  $\beta$  parametresi için grup ortalama panel FMOLS t istatistiği,

$$t_{\beta_{NT}^*} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-1} \left( \sum_{i=1}^N (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{-1/2} \left( \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i) (Y_{it}^* - T\hat{\gamma}_i) \right) \rightarrow N(0,1) \quad (4.93)$$

olarak hesaplanır. Burada  $Y_{it}^* = (Y_{it} - \bar{Y}_i) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}$  ve

$\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^0)$ 'dir.  $\Gamma_i$  uzun dönem kovaryans matrisinden elde

edilen otokovaryansların toplamı,  $\hat{L}_t$  ise  $\Omega_i$  kovaryans matrisinin alt üçgen değeridir.

$\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_t$  olarak gösterilebilir. Panel grup ortalama FMOLS t-istatistiğinin asimptotik dağılımı,  $X_{it}$ 'nin boyutundan bağımsızdır.

### C. DİNAMİK GÖRÜNÜŞTE İLİŞKİSİZ REGRESYON TAHMİNCİSİ: DSUR

Mark, Ogaki ve Sul (2005) çalışmalarında, çoklu eştümleşik regresyon tahmininde kullanılacak parametrik bir yaklaşım önermişlerdir. Bu yaklaşım dinamik görünüşte ilişkisiz regresyon (DSUR) tahmincisi olarak tanımlanmaktadır. DSUR tahmincisi  $N > T$  olduğu durumlarda kullanılabilir. DSUR tahmincisi, DOLS gibi regresörlerin heterojen olduğu ve denge hatasının eştümleşik regresyon boyunca korelasyonlu olması durumlarda da etkin tahminler vermektedir<sup>18</sup>.

DSUR tahmincisi, Park ve Ogaki (1991) tarafından önerilen parametrik olmayan SUR tahmincisinin parametrik bir alternatifidir. Küçük örneklerde DSUR, parametrik olmayan tahmincilere göre daha etkindir. Birimlerin homojenliği testi, asimptotik olarak ki-kare dağılımı gösteren Wald testi ile gerçekleştirilebilir. Eğer eştümleşik modelin homojen olduğu sıfır hipotezi red edilemezse, eştümleşik modelin tahmini pooled tahminciler (POLS) ile yapılabilir. Bu durum için kısıtlı DSUR olarak tanımlanan ve panel DOLS tahmincisine göre etkin olan pooled tahminci kullanılabilir.

<sup>18</sup> Mark, Nelson C. - Ogaki, Masao - Sul, Donggyu, "Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions", *Review of Economic Studies*, 72, 2005, pp. 797-820.

Mark, Ogaki ve Sul (2005) çalışmalarında, DSUR tahmincisini ortaya koyabilmek için her bir birimin aşağıdaki veri üretme sürecine sahip olduğunu varsaymaktadır.

$$y_{it} = x'_{it}\beta_i + u_{it}^* \quad (4.94)$$

$$\Delta x_{it} = e_{it} \quad (4.95)$$

Endojenlik problemi, i'inci denge hatası  $u_{it}^*$  ve  $\Delta x_{it} = e_{it}$  sistemde birinci farkı alınmış regresörler arasındaki korelasyon ile kendini göstermektedir. Endojenlik problemini kontrol altına alabilmek için  $\Delta x_{it}$ 'nin gecikmeli değerleri modele eklenmektedir. Bu gecikme sayısının modele eklenmesi farklı stratejilerle belirlenebilir. Ancak her bir modelde bir kırpma (truncation) hatası meydana gelmektedir. Bu hatayı önlemek için

$$z'_{pit} = (\Delta x'_{it-p}, \dots, \Delta x'_{it+p}) \quad (4.96)$$

$$z'_{pt} = (\Delta z'_{p1t}, \dots, \Delta z'_{pNt}) \quad (4.97)$$

$$\begin{aligned} \delta_{p1} &= (\delta'_{11,-p}, \dots, \delta'_{11,p}, \dots, \delta'_{1N,-p}, \dots, \delta'_{1N,p}) \\ &\vdots \\ \delta_{N1} &= (\delta'_{N1,-p}, \dots, \delta'_{N1,p}, \dots, \delta'_{NN,-p}, \dots, \delta'_{NN,p}) \end{aligned} \quad (4.98)$$

Burada  $\delta_{ij,p}$  katsayı vektörüdür. Buradan denge hatası aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$u_{it}^* = z'_{pt}\delta_{pt} + v_{pit} + u_{it} \quad (4.99)$$

ve

$$v_{pit} = \sum_{j>|p|} \delta'_{i1,j} \Delta x_{it-j} + \dots + \sum_{j>|p|} \delta'_{iN,j} \Delta x_{Nt-j} \quad (4.100)$$

Denklem (4.99), denklem (4.94)'de kırpma hatası göz ardı edilerek yerine yazılırsa,

$$y_{it} = x'_{it} \beta_i + z'_{pt} \delta_{pt} + u_{it} \quad (4.101)$$

elde edilir. Burada  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$ ,  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$ ,  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_N)'$ ,  $\delta_p = (\delta_{p1}, \dots, \delta_{pN})'$ ,  $Z_{pt} = (I_N \otimes z_{pt})'$ ,  $X_t = \text{diag}(x_{1t}, \dots, x_{Nt})'$  ve  $W_t = (X'_t, Z'_{pt})'$ . Dolayısıyla denklem (4.101) sistem halinde aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$y_t = (\beta', \delta'_p) W_t + u_t \quad (4.102)$$

$u_t$ 'nin uzun dönem kovaryansı  $\Omega_{uu}$  olarak tanımlanır, dinamik SUR (DSUR) tahmincisi aşağıdaki gibidir.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_{dsur} \\ \hat{\delta}_{p,dsur} \end{bmatrix} = \left( \sum_{t=p+1}^{T-p} W_t \Omega_{uu}^{-1} W_t' \right)^{-1} \left( \sum_{t=p+1}^{T-p} W_t \Omega_{uu}^{-1} y_t \right) \quad (4.103)$$

Mark, Ogaki ve Sul (2005) çalışmalarında, DSUR tahmincisinin asimptotik olarak normal olduğunu göstermişlerdir.

Ayrıca Mark, Ogaki ve Sul (2005) çalışmalarında paneldeki birimler üzerine doğrusal kısıtlar koyarak, birimler için homojenlik testi yapmaktadır. Bu test istatistiği şu şekilde gösterilebilir.

$$W_{dsur} = (R \hat{\beta}_{dsur} - r)' [R \hat{V}_{dsur} R']^{-1} (R \hat{\beta}_{dsur} - r) \quad (4.104)$$

Burada  $\hat{V}_{dsur} = \sum_{t=p+1}^{T-p} X_t \Omega_{uu}^{-1} X_t'$  şeklinde tanımlanmaktadır. Ki-kare dağılımı gösteren

Wald testi  $q$  serbestlik derecesine sahip olup, eştümleşik vektörde homojenlik kısıtını  $H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_N$  sıfır hipotezi çerçevesinde ele almaktadır. Eğer sıfır hipotezi red edilirse POLS tahmincisi sapmalı olacağından, DOLS ve PANELSUR gibi alternatif bir tahmincinin kullanılması gerekmektedir.

## BEŞİNCİ BÖLÜM

### PANEL VERİLER ÜZERİNE AMPİRİK UYGULAMALAR

Bu bölümde panel veriler üzerine beş farklı alanda uygulamalar yapılacaktır. Bu uygulamalar, gerek yatay kesit biriminin (N) zaman boyutundan (T) büyük olduğu durumları gerekse  $T > N$  olduğu durumları içermektedir. Dolayısıyla  $T < N$  için yapılacak uygulamalarda geleneksel panel veri analizleri gerçekleştirilmektedir.  $T > N$  için ise panel veriler üzerinde özellikle son yıllarda geliştirilen birim kök, eştümleşme analizleri uygulanacaktır. Böylece çalışma iki farklı panel veri biçimini de dikkate almış olacaktır.

Her bir uygulama yapılmadan önce uygulama alanları ile ilgili genel bilgiler verilecek, ilgili literatür taramasından bir kesit sunulacak ve sonrasında ampirik testler ve sonuçlar üzerinde durulacaktır. Bu şekilde her bir uygulama alanı için panel veri kullanmanın ampirik sonuçlar açısından önemi ortaya konulmuş olacaktır. Ayrıca özellikle  $T > N$  durumu için ampirik uygulama sunulurken önce pür zaman serisi sonrasında panel veri sonuçları verilecektir. Bu yaklaşım panel veri sonuçları ile pür zaman serisi sonuçları arasında karşılaştırma yapma imkanı sağlayacaktır.

#### I. HİSSE SENEDİ FİYATLARI VE FİYAT-KAZANÇ ORANI İLİŞKİSİ: SEKTÖREL BİR ANALİZ

##### A. GİRİŞ

Finansal oranlar firmaların sermayesi, mali yapısı ve karlılığı gibi birçok konuda fikir verir ve diğer firmalar ya da sektör ortalaması ile karşılaştırma imkanı sağlar. Yatırımcı açısından ise firmaya ait hisse senedinin alınıp alınmayacağı hakkında sinyaller vermektedir. Ancak bu bilgi hiçbir zaman kesin bir düzeyde değildir. Nihayetinde bir hisse senedinin fiyatının belirlenmesinde birçok faktör rol oynamaktadır.

Yatırımcılar ve analistler için, hisse senedi fiyatlarının belirli finansal orana göre hareket etmesi, yapılacak yatırım kararlarını vermede önem arz etmektedir. Çünkü yatırımcılar ellerindeki tasarrufları en iyi şekilde değerlendirmek istemekte ve getiri performansı yüksek hisse senedine yatırım yapmak istemektedirler. Eğer hisse senedi fiyatları bu finansal oranlara bağlı olarak hareket ediyorsa, analistler firmanın sahip olduğu değerleri analiz ederek karar verirler ve büyük bir avantaj elde ederler.

Yatırımcı ve analistler tarafından kullanılacak birçok finansal oran vardır. Örneğin fiyat-kazanç oranı firmalara ilişkin hesaplanabilen ve hisse senetlerinin fiyatlarını öngörmek için kullanılabilen önemli bir finansal orandır. Fiyat-kazanç oranı basitçe firmanın piyasa değerinin net karının kaç katı olduğunu gösterir. Diğer bir ifadeyle hisse senedinin sağladığı bir birimlik kazanç için yatırımcıların ödemeye razı oldukları fiyatı ifade eder.

Benzer şekilde fiyat-kazanç oranı yerine başka finansal oranlarda kullanılabilir. Bunlar arasında likidite oranı, karlılık ve sermaye yapısı oranı, piyasa değeri-defter değeri oranı sayılabilir. Bu uygulamada sadece fiyat-kazanç oranı üzerinde durulmaktadır. Çünkü fiyat-kazanç oranının hesaplanmasının kolay olması ve kar eden tüm firmalara uygulanabilmesi en büyük avantajları olarak sayılabilir. Ayrıca banka ve aracı kurumlardaki piyasa analistleri ve yatırımcılar tarafından şirketlerin ve endüstri kollarının potansiyel karlılıklarını karşılaştırmak için yaygın olarak kullanılmaktadır. Türkiye’de de fiyat-kazanç oranı aracı kurumlar ve bankalar tarafından en çok kullanılan değerlendirme yöntemidir<sup>1</sup>.

“Ortalamaya dönüş (mean-reversion)” kavramı birçok farklı amaç için kullanılmaktadır. Hisse senedi piyasaları için, firmanın hisse senedi fiyatı, firmanın sahip olduğu varlık değerlerine bağlı olarak değişeceğini tanımlar<sup>2</sup>. Dolayısıyla eğer hisse senedi fiyatları ortalamaya dönen bir hareket gösteriyorsa, firmanın varlık değerlerinin hareketlerinden hisse senedi fiyatları tahmin edilebilir. Bundan ötürü, hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir yapı gösterip göstermediğini bulmak, yatırımcılar ve analistler için oldukça önemlidir.

---

<sup>1</sup> Vatansever, M. “Hisse Senedi Değerlemesi ve Türkiye’den Bir Örnek”, *Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 1994, s. 79.

<sup>2</sup> Oh et al., 2006, pp. 2361-2369.

## B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ

Hisse senedi fiyatları ve fiyat-kazanç oranı ilişkisini araştıran ilk çalışmalar arasında Nicholson (1960), McWilliams (1966), Breen (1968), Breen ve Savage (1968) ve Basu (1977, 1983) yer almaktadır. Bu çalışmalar genel olarak düşük F-K oranına sahip hisse senetlerinin yüksek F-K oranına sahip hisse senetlerinden daha iyi bir performansa sahip olabildiğini destekleyen çalışmalardır<sup>3</sup>.

Basu (1977, 1983) çalışmalarında hisse senedi fiyatlarını analiz ederken “düşük fiyat-kazanç oranı etkisi” kavramının önemi üzerinde durmuştur. Eğer hisselerin fiyat-kazanç oranı, hisselerin kendi ortalama fiyat-kazanç oranından küçükse hisse senedinin fiyatı genellikle artar. Çünkü hisse senetleri kendi asıl değerine göre düşük olacaktır. Bu durum bazen fiyat-kazanç oranı anomalisi olarak da bilinmektedir. Bazı hisse senedi piyasası analistleri hisselerle yatırım yaparken düşük fiyat-kazanç oranına sahip hisseleri almalarını tavsiye etmektedirler.

Hisse senedi fiyatları üzerinde yapılan çalışmalar farklı yaklaşımları kullanmaktadırlar. Campbell ve Shiller (1988), Fama (1990) ve Cecchetti vd. (1990) gibi çalışmalar Amerika'daki hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir süreci izlediğini ortaya koymuşlardır. Yani hisse senedinin fiyatı firmanın varlık değeriyle birlikte hareket etmektedir. Özellikle Campbell ve Shiller (1988) çalışması uzun dönemde hisse senedi fiyat değişimlerinin fiyat-kazanç oranı ile anlamlı bir şekilde açıklanabildiğini ortaya koymuşlardır.

Hisse senedi yatırımlarının performanslarının F-K oranına göre değerlendirmesini yapan Karan (1996), IMKB'de F-K etkisinin istatistiksel olarak anlamlı bir düzeyde olduğunu belirtmiştir. Aydoğan ve Güney (1997) ise IMKB'de hisse senedi getirilerinin ne ölçüde tahmin edilebileceğini araştırmıştır. F-K oranları ve temettü verimlerinin kullanıldığı çalışma sonuçlarına göre, düşük (yüksek) F-K ve yüksek (düşük) temettü veriminin gözlemlendiği ayları izleyen dönemlerde gerçekleşen hisse senedi getirileri hem nominal hem de reel olarak oldukça yüksek (düşük)

---

<sup>3</sup> Yalçınar, Kürşat - Atan, Murat - Buztosun, Derviş, “Finansal Oranlarla Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 27, 2005, ss. 176-187.



seviyelerdedir. Bağımsız değişken seti olarak finansal oranların, bağımlı değişken seti olarak da hisse senedi getirilerinin esas alındığı bir diğer çalışmada Demir vd. (1997) finansal oranların hisse senedi getirisini açıklamada anlamlı sonuçlar ortaya koyduğu, fakat F-K oranı ile hisse senedi getirisi arasında anlamlı bir ilişkinin bulunamadığını, “F-K oranı düşük olan hisse senedinin getirisinin daha yüksek olacağı” kanısının IMKB için doğru olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Öztürk (2007) çalışmasında fiyat-kazanç oranını etkileyen değişkenleri belirlemek amacıyla IMKB’de bir uygulama yapmıştır. Kar payı dağıtım oranı, hisse başına kazançtaki büyüme oranı ve riskliliğin artması durumunda fiyat-kazanç oranının arttığını bulmuştur. Ayrıca firmanın büyüklüğünün fiyat-kazanç oranını azalttığı elde edilen bulgular arasındadır.

Benzer şekilde birçok çalışma da hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir yapı gösterip göstermediğini araştırmıştır. Sing vd. (2002), Lin ve Wang (2003) sırasıyla Singapur ve Tayvan için hisse senedi fiyatları ve firmaların varlık değerleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Sonuçta her iki çalışmada ilgili ülkeler için hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir ilişkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Oh vd. (2006) çalışmasında hisse senedi fiyatları ile fiyat-kazanç oranı ilişkisini panel veriler çerçevesinde ele almışlardır. Hisse senedi fiyatları ve fiyat-kazanç oranı panel veriler olarak ele alındığında düşük fiyat-kazanç oranı ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Chang vd. (2008) çalışmalarında Tayvan için hisse senedi fiyatları ve fiyat-kazanç ilişkisini araştırmışlardır. Uzun dönemde iki değişken arasında ilişki olduğunu koyan çalışmada, ayrıca büyüme oranı yüksek olan şirketlerde fiyat-kazanç oranının hisse senedi fiyatını açıklamada zayıf olduğunu bulmuşlardır. Tersine büyüme oranı düşük olan firmalar için hisse senedi fiyatını belirlemede fiyat-kazanç oranının güçlü bir değişken olduğu belirlenmiştir.

Nargeleçekenler ve Sevüktekin (2009) çalışmalarında IMKB için sektörel olarak hisse senedi fiyatları ve fiyat-kazanç oranı ilişkisini araştırmışlardır. Panel veri analizini kullandıkları çalışmalarında 24 sektör için hem altışar aylık fiyat-kazanç oranı hem de üçer aylık fiyat-kazanç oranlarını ele almışlardır. Çalışmalarında altışar aylık dönem

için 24 sektörün 6'sında, üçer aylık dönem için 24 sektörün 5'inde hisse senedi fiyatları ve fiyat-kazanç oranı arasında anlamlı sonuçlar bulmuşlardır.

### C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR

Hisse senedi fiyatları ile fiyat-kazanç oranı arasındaki ilişki araştırılırken kullanılacak veri İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Web sitesinden alınmıştır. Uygulamada sektörler arası bir karşılaştırmalı analiz yapılacağı için hisse senedi fiyatı ve fiyat-kazanç oranları, sektör bazında alınan firmaların yıl sonu kapanış fiyatları ve fiyat-kazanç oranlarından oluşmaktadır.

Her ne kadar firmalara ilişkin hisse kapanış bilgileri firmanın borsa kotunda işlem görmeye başlamasından itibaren olsa da, bu firmalara ilişkin fiyat-kazanç oranlarının hesaplanması 1995 yılından başlamaktadır. Ancak uygulamada dengeli panel oluşturmak istendiğinden 2000-2008 döneminde faaliyet gösteren firmalar dikkate alınmıştır. Dolayısıyla 24 sektörde faaliyet gösteren 219 firmanın bilgileri 9 yıllık bir dönem için elde edilmiştir. Bir bütün olarak bakıldığında toplam  $N (219) \times T (9) = NT (1971)$  gözlem söz konusudur. Sektör isimleri ve firma sayıları Tablo 5.1'de verilmektedir.

**Tablo 5.1: Sektör İsimleri**

Sektör No	Sektör Adı	Kısaltma	Firma Sayısı
1	Bankalar ve Özel Finans Kurumları	Banka	12
2	Bilişim	Bilişim	6
3	Elektrik, Gaz ve Su	Elektrik	4
4	Finansal Kiralama ve Faktöring Şirketleri	Finansal Kiralama	4
5	Gıda, İçki ve Tütün	Gıda	19
6	Dokuma, Giyim Eşyası ve Deri	Giyim	20
7	Gayrimenkul Yatırım Ortaklıkları	Gmyo	6
8	Haberleşme	Haberleşme	1
9	Holdingle ve Yatırım Şirketleri	Holding	12

10	İnşaat ve Bayındırlık	İnşaat	1
11	Kağıt ve Kağıt Ürünler Basım ve Yayın	Kağıt	12
12	Kimya Petrol Kauçuk ve Plastik Ürünler	Kimya	19
13	Lokanta ve Oteller	Lokanta	5
14	Madencilik	Maden	1
15	Metal Ana Sanayi	Mana	14
16	Metal Eşya Makine ve Gereç Yapımı	Mesy	21
17	Menkul Kıymet Yatırım Ortaklıkları	Mkyo	18
18	Orman Ürünleri ve Mobilya	Orman	2
19	Tıbbi ve Diğer Sağlık Hizmetleri	Sağlık	1
20	Savunma	Savunma	1
21	Sigorta Şirketleri	Sigorta	6
22	Taş ve Toprağa Dayalı Sanayi	Taş	25
23	Toptan ve Perakende Ticaret	Ticaret	6
24	Ulaştırma	Ulaştırma	3

Uygulamada iki farklı fiyat-kazanç oranı kullanılmaktadır. Fk1 olarak tanımlanan fiyat-kazanç oranı, hisse senedinin piyasa değerinin son iki altışar aylık dönemin net kar-zarar toplamını vermektedir. Fk2 ise hisse senedinin piyasa değerinin son dört üçer aylık dönemin net kar-zarar toplamını vermektedir. Dolayısıyla altışar aylık ve üçer aylık dönemler biçiminde belirlenen fiyat-kazanç oranı kullanılarak her bir sektör bazında karşılaştırma yapılabilecektir.

$$\text{Model 1: } S_{it} = \alpha_i + \beta(f/k1_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

$$\text{Model 2: } S_{it} = \alpha_i + \beta(f/k2_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

Burada  $S_{it}$ ,  $i$ 'inci sektörün  $t$ 'inci dönemindeki hisse senedinin fiyatı,  $f/k1_{it}$   $i$ 'inci sektörün  $t$ 'inci dönemindeki altışar aylık fiyat-kazanç oranı ve  $f/k2_{it}$ ,  $i$ 'inci sektörün  $t$ 'inci dönemindeki üçer aylık fiyat-kazanç oranıdır.

Hisse senedi fiyatları ve fiyat-kazanç oranı ilişkisi araştırılırken ulaşılabilen tüm sektörler kullanıldığından sabit etkiler (FE) modeli daha uygun olacaktır. Ancak

sonuçların karşılaştırılabilmesi için ilk aşamada POLS ve rassal etkiler (RE) modeli sonuçlarına da yer verilecektir. Buna göre her bir sektör için tahmin edilen POLS, FE ve RE modellerinin sonuçları sırasıyla Tablo 5.2, Tablo 5.3 ve Tablo 5.4’de verilmektedir.

**Tablo 5.2: Sektörlere İlişkin Pooled OLS (POLS) Modeli Tahmin Sonuçları**

Sektörler	Model 1			Model 2		
	Kesme	fk1	R <sup>2</sup>	Kesme	fk2	R <sup>2</sup>
<b>Banka</b>	2.561 <sup>a</sup> (0.426)	0.115 <sup>a</sup> (0.026)	0.16	3.494 <sup>a</sup> (0.401)	0.029 <sup>c</sup> (0.017)	0.03
<b>Bilişim</b>	12.57 <sup>a</sup> (2.408)	0.019 (0.048)	0.003	13.16 <sup>a</sup> (2.402)	-0.007 (0.030)	0.001
<b>Elektrik</b>	11.27 <sup>a</sup> (1.897)	-0.032 (0.055)	0.01	11.11 <sup>a</sup> (1.995)	-0.027 (0.079)	0.003
<b>Finansal Kiralama</b>	2.938 <sup>a</sup> (0.336)	0.011 (0.010)	0.04	3.013 <sup>a</sup> (0.359)	0.007 (0.020)	0.004
<b>Gıda</b>	5.845 <sup>a</sup> (0.708)	0.017 (0.012)	0.01	6.110 <sup>a</sup> (0.686)	0.001 (0.002)	0.001
<b>Giyim</b>	3.500 <sup>a</sup> (0.281)	0.003 (0.003)	0.006	3.517 <sup>a</sup> (0.282)	0.002 (0.003)	0.003
<b>Gmyo</b>	5.866 <sup>a</sup> (1.844)	0.006 (0.075)	0.0001	6.083 <sup>a</sup> (1.615)	-0.008 (0.044)	0.0006
<b>Haberleşme</b>	8.060 <sup>a</sup> (1.557)	0.187 <sup>b</sup> (0.065)	0.54	8.907 <sup>a</sup> (1.326)	0.068 <sup>b</sup> (0.023)	0.56
<b> Holding</b>	6.919 <sup>a</sup> (1.146)	0.027 (0.021)	0.02	4.748 <sup>a</sup> (1.197)	0.142 <sup>a</sup> (0.036)	0.13
<b>İnşaat</b>	2.800 <sup>c</sup> (1.419)	0.050 (0.030)	0.03	3.457 <sup>c</sup> (1.504)	-0.154 (0.257)	0.05
<b>Kağıt</b>	11.22 <sup>a</sup> (2.858)	-0.004 (0.022)	0.0002	11.09 <sup>a</sup> (3.089)	0.002 (0.075)	0.00001
<b>Kimya</b>	15.36 <sup>a</sup> (1.674)	-0.024 (0.029)	0.004	15.41 <sup>a</sup> (1.917)	-0.044 (0.089)	0.001
<b>Lokanta</b>	3.591 <sup>a</sup> (0.841)	-0.024 (0.034)	0.01	3.408 <sup>a</sup> (0.788)	-0.005 (0.013)	0.003

<b>Maden</b>	6.500 <sup>a</sup> (1.538)	-0.013 (0.082)	0.004	4.406 <sup>a</sup> (1.153)	0.112 <sup>b</sup> (0.047)	0.45
<b>Mana</b>	5.356 <sup>a</sup> (0.543)	0.001 (0.010)	0.0001	4.467 <sup>a</sup> (0.646)	0.104 <sup>b</sup> (0.050)	0.04
<b>Mesy</b>	62.24 <sup>a</sup> (21.65)	0.427 <sup>c</sup> (0.253)	0.02	-2.787 (19.91)	5.400 <sup>a</sup> (0.643)	0.27
<b>Mkyo</b>	2.047 <sup>a</sup> (0.172)	0.004 (0.005)	0.005	2.049 <sup>a</sup> (0.180)	0.005 (0.008)	0.002
<b>Orman</b>	1.920 <sup>b</sup> (0.731)	0.101 (0.095)	0.07	2.062 <sup>b</sup> (0.831)	0.072 (0.125)	0.02
<b>Sağlık</b>	8.393 <sup>a</sup> (1.928)	0.043 (0.032)	0.20	7.696 <sup>a</sup> (2.023)	0.063 (0.040)	0.27
<b>Savunma</b>	16.52 <sup>b</sup> (4.768)	0.208 (0.523)	0.02	17.87 <sup>a</sup> (4.321)	0.019 (0.418)	0.0003
<b>Sigorta</b>	3.421 <sup>a</sup> (0.509)	0.030 (0.021)	0.04	3.667 <sup>a</sup> (0.498)	0.015 (0.020)	0.01
<b>Taş</b>	31.17 <sup>b</sup> (12.24)	0.144 (0.440)	0.0005	32.89 <sup>a</sup> (11.13)	0.024 (0.233)	0.00005
<b>Ticaret</b>	5.234 (3.701)	0.428 <sup>a</sup> (0.116)	0.21	9.400 <sup>b</sup> (3.843)	0.165 <sup>c</sup> (0.087)	0.07
<b>Ulaştırma</b>	167.4 (119.3)	-2.191 (5.090)	0.007	220.4 (164.7)	-11.49 (18.51)	0.02

Not: <sup>a</sup> %1'de anlamlıdır, <sup>b</sup> %5'de anlamlıdır, <sup>c</sup> %10'da anlamlıdır.

Tablo 5.2 incelendiğinde Bankalar, Haberleşme, Metal Eşya ve Ticaret sektöründe faaliyet gösteren firmalar için altışar aylık döneme göre fiyat-kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu söylenebilmektedir. Üçer aylık döneme göre Banka, Haberleşme, Holding, Maden, Metal Ana, Metal Eşya ve Ticaret sektöründe faaliyet gösteren firmalar için fiyat-kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

Diğer sektörlerde ise tahmin edilen fiyat-kazanç oranı parametresinin birim değerden küçük ancak anlamsız olması ve birkaç sektörde de negatif bulunması ilgili

sektörler için fiyat-kazanç oranı ile hisse senedi fiyatları arasında ilişki olmadığını göstermektedir.

**Tablo 5.3: Sektörlere İlişkin Sabit Etkiler (FE) Modeli Tahmin Sonuçları**

Sektörler	Model 1			Model 2		
	Kesme	fk1	R <sup>2</sup>	Kesme	fk2	R <sup>2</sup>
<b>Banka</b>	2.967 <sup>a</sup> (0.375)	0.080 <sup>a</sup> (0.024)	0.46	3.577 <sup>a</sup> (0.336)	0.023 (0.015)	0.41
<b>Bilişim</b>	13.67 <sup>a</sup> (1.795)	-0.035 (0.037)	0.51	12.69 <sup>a</sup> (1.801)	0.009 (0.024)	0.51
<b>Elektrik</b>	11.07 <sup>a</sup> (1.984)	-0.020 (0.060)	0.04	10.75 <sup>a</sup> (2.108)	-0.001 (0.088)	0.03
<b>Finansal Kiralama</b>	2.939 <sup>a</sup> (0.352)	0.011 (0.011)	0.05	3.033 <sup>a</sup> (0.379)	0.005 (0.022)	0.02
<b>Gıda</b>	6.032 <sup>a</sup> (0.396)	0.006 (0.007)	0.73	6.101 <sup>a</sup> (0.380)	0.001 (0.001)	0.73
<b>Giyim</b>	3.450 <sup>a</sup> (0.252)	0.006 <sup>c</sup> (0.003)	0.30	3.507 <sup>a</sup> (0.254)	0.003 (0.003)	0.29
<b>Gmyo</b>	5.866 <sup>a</sup> (1.844)	0.006 (0.075)	0.0001	6.083 <sup>a</sup> (1.615)	-0.008 (0.043)	0.0007
<b>Haberleşme</b>	8.060 <sup>a</sup> (1.557)	0.187 <sup>b</sup> (0.065)	0.54	8.907 <sup>a</sup> (1.326)	0.068 <sup>b</sup> (0.023)	0.56
<b>Holdings</b>	6.821 <sup>a</sup> (0.822)	0.030 <sup>c</sup> (0.016)	0.57	6.223 <sup>a</sup> (0.912)	0.069 <sup>b</sup> (0.029)	0.58
<b>İnşaat</b>	2.800 <sup>c</sup> (1.419)	0.050 (0.030)	0.03	3.457 <sup>c</sup> (1.504)	-0.154 (0.257)	0.05
<b>Kağıt</b>	11.13 <sup>a</sup> (1.601)	0.0003 (0.016)	0.72	10.83 <sup>a</sup> (1.749)	0.016 (0.045)	0.72
<b>Kimya</b>	14.93 <sup>a</sup> (1.233)	-0.003 (0.023)	0.53	15.09 <sup>a</sup> (1.425)	-0.019 (0.070)	0.53
<b>Lokanta</b>	3.515 <sup>a</sup> (0.701)	-0.016 (0.032)	0.40	3.311 <sup>a</sup> (0.646)	0.002 (0.011)	0.40
<b>Maden</b>	6.500 <sup>a</sup>	-0.013	0.004	4.406 <sup>a</sup>	0.112 <sup>b</sup>	0.45

	(1.538)	(0.082)		(1.153)	(0.047)	
<b>Mana</b>	5.357 <sup>a</sup> (0.396)	0.001 (0.008)	0.53	4.855 <sup>a</sup> (0.484)	0.060 <sup>c</sup> (0.035)	0.54
<b>Mesy</b>	86.84 <sup>a</sup> (16.36)	-0.527 (0.206)	0.51	11.84 (14.82)	4.361 <sup>a</sup> (0.498)	0.65
<b>Mkyo</b>	2.120 <sup>a</sup> (0.160)	-0.002 (0.004)	0.24	2.051 <sup>a</sup> (0.168)	0.005 (0.008)	0.24
<b>Orman</b>	2.460 <sup>b</sup> (0.920)	-0.013 (0.152)	0.12	2.802 <sup>b</sup> (0.958)	-0.086 (0.164)	0.14
<b>Sağlık</b>	8.393 <sup>a</sup> (1.928)	0.043 (0.032)	0.20	7.696 <sup>a</sup> (2.023)	0.063 (0.040)	0.27
<b>Savunma</b>	16.52 <sup>b</sup> (4.768)	0.208 (0.523)	0.02	17.87 <sup>a</sup> (4.321)	0.019 (0.418)	0.0003
<b>Sigorta</b>	3.660 <sup>a</sup> (0.448)	0.014 (0.020)	0.38	3.691 <sup>a</sup> (0.431)	0.013 (0.019)	0.38
<b>Taş</b>	38.96 <sup>a</sup> (8.206)	-0.373 (0.310)	0.62	40.38 <sup>a</sup> (7.298)	-0.384 (0.161)	0.62
<b>Ticaret</b>	10.21 <sup>b</sup> (3.863)	0.177 (0.138)	0.36	11.27 <sup>a</sup> (3.493)	0.094 (0.083)	0.36
<b>Ulaştırma</b>	136.3 (117.9)	0.142 (5.152)	0.13	157.5 (169.0)	-2.688 (19.45)	0.13

Not: <sup>a</sup> %1’de anlamlıdır, <sup>b</sup> %5’de anlamlıdır, <sup>c</sup> %10’da anlamlıdır.

Tablo 5.3 incelendiğinde Bankalar, Giyim, Haberleşme ve Holding sektöründe faaliyet gösteren firmalar için altışar aylık döneme göre fiyat-kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu söylenebilmektedir. Üçer aylık döneme göre Haberleşme, Holding, Maden, Metal Ana ve Metal Eşya sektöründe faaliyet gösteren firmalar için fiyat-kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

Diğer sektörlerde ise tahmin edilen fiyat-kazanç oranı parametresinin birim değerden küçük ancak anlamsız olması ve birkaç sektörde de negatif bulunması ilgili sektörler için fiyat-kazanç oranı ile hisse senedi fiyatları arasında ilişki olmadığını göstermektedir.

**Tablo 5.4: Sektörlere İlişkin Rassal Etkiler (RE) Modeli Tahmin Sonuçları**

Sektörler	Model 1			Model 2		
	Kesme	fk1	R <sup>2</sup>	Kesme	fk2	R <sup>2</sup>
<b>Banka</b>	2.848 <sup>a</sup> (0.571)	0.090 <sup>a</sup> (0.023)	0.12	3.562 (0.691)	0.024 (0.015)	0.02
<b>Bilişim</b>	13.52 <sup>a</sup> (4.646)	-0.027 (0.037)	0.01	12.74 <sup>a</sup> (5.574)	0.007 (0.040)	0.002
<b>Elektrik</b>	11.27 (1.958)	-0.032 (0.057)	0.009	11.11 (2.057)	-0.027 (0.082)	0.003
<b>Finansal Kiralama</b>	2.938 (0.349)	0.011 (0.010)	0.03	3.013 (0.372)	0.007 (0.021)	0.004
<b>Gıda</b>	6.022 <sup>a</sup> (1.774)	0.007 (0.007)	0.006	6.101 <sup>a</sup> (1.830)	0.0001 (0.001)	0.004
<b>Giyim</b>	3.466 <sup>a</sup> (0.456)	0.005 (0.003)	0.01	3.510 <sup>a</sup> (0.462)	0.002 (0.003)	0.004
<b>Gmyo</b>	4.803 (3.462)	0.078 (0.050)	0.04	5.528 (3.812)	0.027 (0.030)	0.02
<b>Haberleşme</b>	8.060 <sup>a</sup> (1.557)	0.187 <sup>b</sup> (0.065)	0.54	8.907 <sup>a</sup> (1.326)	0.068 <sup>b</sup> (0.023)	0.56
<b> Holding</b>	6.831 <sup>a</sup> (2.485)	0.030 <sup>c</sup> (0.016)	0.03	5.962 <sup>a</sup> (1.878)	0.082 <sup>a</sup> (0.029)	0.07
<b>İnşaat</b>	2.800 <sup>c</sup> (1.419)	0.050 (0.030)	0.03	3.457 <sup>c</sup> (1.504)	-0.154 (0.257)	0.05
<b>Kağıt</b>	11.13 (7.704)	-0.0005 (0.013)	0.00001	10.85 (7.734)	0.015 (0.045)	0.001
<b>Kimya</b>	14.98 <sup>a</sup> (3.562)	-0.006 (0.023)	0.0004	15.13 <sup>a</sup> (3.676)	-0.022 (0.069)	0.0006
<b>Lokanta</b>	3.525 <sup>c</sup> (1.823)	-0.017 (0.030)	0.008	3.326 <sup>b</sup> (1.646)	0.001 (0.011)	0.0002
<b>Maden</b>	6.500 <sup>a</sup> (1.538)	-0.013 (0.082)	0.004	4.406 <sup>a</sup> (1.153)	0.112 <sup>b</sup> (0.047)	0.45
<b>Mana</b>	5.357 <sup>a</sup>	0.001	0.0002	4.806 <sup>a</sup>	0.065 <sup>c</sup>	0.03



	(1.234)	(0.008)		(1.159)	(0.035)	
<b>Mesy</b>	70.95 <sup>a</sup> (20.50)	0.089 (0.196)	0.001	9.559 (35.50)	5.523 <sup>a</sup> (0.495)	0.30
<b>Mkyo</b>	2.078 <sup>a</sup> (0.209)	0.001 (0.004)	0.001	2.050 <sup>a</sup> (0.264)	0.005 (0.008)	0.002
<b>Orman</b>	1.920 <sup>a</sup> (0.733)	0.101 (0.095)	0.07	2.437 <sup>c</sup> (1.186)	-0.008 (0.144)	0.0002
<b>Sağlık</b>	8.393 <sup>a</sup> (1.928)	0.043 (0.032)	0.20	7.696 <sup>a</sup> (2.023)	0.063 (0.040)	0.27
<b>Savunma</b>	16.52 <sup>b</sup> (4.768)	0.208 (0.523)	0.02	17.87 <sup>a</sup> (4.321)	0.019 (0.418)	0.0003
<b>Sigorta</b>	3.611 <sup>a</sup> (0.866)	0.018 (0.019)	0.02	3.687 <sup>a</sup> (0.943)	0.013 (0.019)	0.009
<b>Taş</b>	38.28 (24.74)	-0.328 (0.308)	0.005	39.68 (23.40)	-0.346 (0.160)	0.02
<b>Ticaret</b>	5.312 (0.997)	0.032 (0.050)	0.02	6.403 <sup>a</sup> (0.850)	-0.018 (0.013)	0.09
<b>Ulaştırma</b>	167.4 (116.6)	-2.191 (4.973)	0.007	203.5 (175.0)	-9.121 (18.51)	0.01

Not: <sup>a</sup> %1'de anlamlıdır, <sup>b</sup> %5'de anlamlıdır, <sup>c</sup> %10'da anlamlıdır.

Tablo 5.4 incelendiğinde Tablo 5.2'deki PLOS ve Tablo 5.3'teki FE modeline benzer sonuçların elde edildiği görülmektedir. Tablo 5.4'de altı aylık fiyat/kazanç oranı için üç sektörün anlamlı sonuç verdiği, üçer aylık fiyat/kazanç oranı için ise beş sektörün anlamlı sonuç verdiği görülmektedir. Bankalar, Haberleşme ve Holding sektöründe faaliyet gösteren firmalar için altışar aylık döneme göre fiyat-kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu söylenebilmektedir. Üçer aylık döneme göre Haberleşme, Holding, Maden, Metal Ana ve Metal Eşya sektöründe faaliyet gösteren firmalar için fiyat-kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

Diğer sektörlerde ise tahmin edilen fiyat-kazanç oranı parametresinin birim değerden küçük ancak anlamsız olması ve birkaç sektörde de negatif bulunması ilgili

sektörler için fiyat-kazanç oranı ile hisse senedi fiyatları arasında ilişki olmadığını göstermektedir.

Ancak tahmin edilen FE ve RE regresyon modeli sonuçları ekonometrik varsayımların sağlanması durumunda geçerli olacaktır. Bu nedenle de her bir sektör için panel veri regresyon modeli tahmin edildikten sonra başta yatay kesit bağımlılık olmak üzere, serisel bağımlılık ve değişen varyans için testler uygulanmıştır. Bu testlere ilişkin sonuçlar Tablo 5.5'te verilmektedir.

**Tablo 5.5: Yatay Kesit Bağımlılık, Serisel Bağımlılık ve Değişen Varyans Testleri Sonuçları**

Sektörler	Yatay Kesit Bağımlılık			Serisel Bağımlılık		Değişen Varyans
	Friedman	Frees	Pesaran	Baltagi		
				LM	LM5	Greene
<b>Banka1</b>	41.600 <sup>a</sup>	1.972 <sup>a</sup>	9.131 <sup>a</sup>	30.2424 <sup>a</sup>	5.4993 <sup>a</sup>	3134.34 <sup>a</sup>
<b>Banka2</b>	59.133 <sup>a</sup>	3.405 <sup>a</sup>	13.449 <sup>a</sup>	17.1061 <sup>a</sup>	4.1360 <sup>a</sup>	2393.96 <sup>a</sup>
<b>Bilişim1</b>	28.533 <sup>a</sup>	1.594 <sup>a</sup>	7.311 <sup>a</sup>	2.0333	1.4259 <sup>c</sup>	763.57 <sup>a</sup>
<b>Bilişim2</b>	33.022 <sup>a</sup>	1.851 <sup>a</sup>	7.258 <sup>a</sup>	2.0945	1.4473 <sup>c</sup>	849.26 <sup>a</sup>
<b>Elektrik1</b>	19.467 <sup>a</sup>	0.613 <sup>a</sup>	3.516 <sup>a</sup>	3.3592 <sup>c</sup>	1.8328 <sup>b</sup>	22.05 <sup>a</sup>
<b>Elektrik2</b>	18.000 <sup>a</sup>	0.418 <sup>c</sup>	3.531 <sup>a</sup>	3.1645 <sup>c</sup>	1.7789 <sup>b</sup>	18.62 <sup>a</sup>
<b>Fin.Kir. 1</b>	11.267 <sup>b</sup>	0.013	1.280	0.0512	0.2263	45.84 <sup>a</sup>
<b>Fin.Kir. 2</b>	13.067 <sup>a</sup>	-0.001	1.089	0.0168	0.1298	90.06 <sup>a</sup>
<b>Gıda1</b>	27.789 <sup>c</sup>	2.917 <sup>a</sup>	5.891 <sup>a</sup>	30.5791 <sup>a</sup>	5.5298 <sup>a</sup>	57729.50 <sup>a</sup>
<b>Gıda2</b>	25.319	3.064 <sup>a</sup>	5.321 <sup>a</sup>	31.9166 <sup>a</sup>	5.9465 <sup>a</sup>	54560.19 <sup>a</sup>
<b>Giyim1</b>	41.573 <sup>a</sup>	1.718 <sup>a</sup>	7.515 <sup>a</sup>	8.6773 <sup>a</sup>	2.9457 <sup>a</sup>	9852.97 <sup>a</sup>
<b>Giyim2</b>	43.840 <sup>a</sup>	1.854 <sup>a</sup>	8.671 <sup>a</sup>	8.4659 <sup>a</sup>	2.9096 <sup>a</sup>	26665.33 <sup>a</sup>
<b>Gmyo1</b>	19.733 <sup>a</sup>	0.018	2.646 <sup>a</sup>	0.8109	0.9005	25171.04 <sup>a</sup>
<b>Gmyo2</b>	27.067 <sup>a</sup>	0.993 <sup>a</sup>	5.108 <sup>a</sup>	0.8266	0.9092	2.8e+05 <sup>a</sup>
<b>Haberleş1</b>	-	-	-	1.1059*	1.1059*	0.4085**
<b>Haberleş2</b>	-	-	-	2.1348*	2.1348*	0.6885**
<b> Holding1</b>	28.111 <sup>a</sup>	0.857 <sup>a</sup>	4.466 <sup>a</sup>	16.4999 <sup>a</sup>	4.0620 <sup>a</sup>	81693.71 <sup>a</sup>
<b> Holding2</b>	22.000 <sup>b</sup>	0.435 <sup>c</sup>	3.366 <sup>a</sup>	10.0654 <sup>a</sup>	3.1726 <sup>a</sup>	34298.68 <sup>a</sup>
<b>İnşaat1</b>	-	-	-	2.7746*	2.7746*	0.1685**

<b>İnşaat2</b>	-	-	-	0.7096*	0.7096*	0.1732**
<b>Kağıt1</b>	15.978	0.683 <sup>a</sup>	1.571	41.2690 <sup>a</sup>	6.4241 <sup>a</sup>	3.0e+06 <sup>a</sup>
<b>Kağıt2</b>	13.978	0.185	1.803 <sup>c</sup>	40.9105 <sup>a</sup>	6.3961 <sup>a</sup>	2.0e+06 <sup>a</sup>
<b>Kimya1</b>	15.382	2.039 <sup>a</sup>	1.544	25.6447 <sup>a</sup>	5.0641 <sup>a</sup>	6.7e+06 <sup>a</sup>
<b>Kimya2</b>	14.021	2.210 <sup>a</sup>	1.249	25.8210 <sup>a</sup>	5.0814 <sup>a</sup>	4.1e+06 <sup>a</sup>
<b>Lokanta1</b>	20.683 <sup>a</sup>	0.588 <sup>a</sup>	2.819 <sup>a</sup>	3.2948 <sup>c</sup>	1.8152 <sup>b</sup>	44649.40 <sup>a</sup>
<b>Lokanta2</b>	19.573 <sup>a</sup>	0.520 <sup>b</sup>	2.430 <sup>b</sup>	3.6184 <sup>c</sup>	1.9022 <sup>b</sup>	1.7e+05 <sup>a</sup>
<b>Maden1</b>	-	-	-	0.2176*	0.2176*	0.8390**
<b>Maden2</b>	-	-	-	1.0935*	1.0935*	1.8118**
<b>Mana1</b>	12.399	0.810 <sup>a</sup>	1.720 <sup>c</sup>	5.5158 <sup>b</sup>	2.3486 <sup>a</sup>	1.4e+05 <sup>a</sup>
<b>Mana2</b>	11.451	0.878 <sup>a</sup>	1.645	4.5327 <sup>b</sup>	2.1290 <sup>b</sup>	61683.77 <sup>a</sup>
<b>Mesy1</b>	27.403	0.492 <sup>b</sup>	4.133 <sup>a</sup>	28.9795 <sup>a</sup>	5.3832 <sup>a</sup>	4.4e+08 <sup>a</sup>
<b>Mesy2</b>	24.711	0.047	2.975 <sup>a</sup>	45.0565 <sup>a</sup>	6.7124 <sup>a</sup>	2.0e+05 <sup>a</sup>
<b>Mkyo1</b>	72.830 <sup>a</sup>	3.260 <sup>a</sup>	14.962 <sup>a</sup>	12.8186 <sup>a</sup>	3.5803 <sup>a</sup>	10016.68 <sup>a</sup>
<b>Mkyo2</b>	65.348 <sup>a</sup>	2.777 <sup>a</sup>	13.412 <sup>a</sup>	12.5972 <sup>a</sup>	3.5492 <sup>a</sup>	11809.34 <sup>a</sup>
<b>Orman1</b>	16.000 <sup>a</sup>	1.750 <sup>a</sup>	2.973 <sup>a</sup>	2.4771	1.5739 <sup>c</sup>	23.00 <sup>a</sup>
<b>Orman2</b>	15.533 <sup>a</sup>	1.084 <sup>a</sup>	2.899 <sup>a</sup>	2.0949	1.4474 <sup>c</sup>	27.13 <sup>a</sup>
<b>Sağlık1</b>	-	-	-	0.0338*	0.0338*	0.4696**
<b>Sağlık2</b>	-	-	-	0.0037*	0.0037*	0.5253**
<b>Savunma1</b>	-	-	-	0.0586*	0.0586*	0.2370**
<b>Savunma2</b>	-	-	-	0.0254*	0.0254*	0.3830**
<b>Sigorta1</b>	20.933 <sup>a</sup>	0.454 <sup>b</sup>	2.586 <sup>a</sup>	6.5736 <sup>b</sup>	2.5639 <sup>a</sup>	1970.68 <sup>a</sup>
<b>Sigorta2</b>	20.756 <sup>a</sup>	0.413 <sup>b</sup>	2.405 <sup>b</sup>	6.7696 <sup>a</sup>	2.6019 <sup>a</sup>	1196.32 <sup>a</sup>
<b>Taş1</b>	56.236 <sup>a</sup>	2.195 <sup>a</sup>	11.061 <sup>a</sup>	125.951 <sup>a</sup>	11.2228 <sup>a</sup>	1.3e+08 <sup>a</sup>
<b>Taş2</b>	41.858 <sup>b</sup>	1.734 <sup>a</sup>	9.039 <sup>a</sup>	114.426 <sup>a</sup>	10.6970 <sup>a</sup>	2.3e+08 <sup>a</sup>
<b>Ticaret1</b>	7.289	-0.306	-1.020	7.3288 <sup>a</sup>	2.7072 <sup>a</sup>	1.8e+05 <sup>a</sup>
<b>Ticaret2</b>	8.844	-0.138	-0.114	7.9160 <sup>a</sup>	2.8135 <sup>a</sup>	6.9e+06 <sup>a</sup>
<b>Ulaştırma1</b>	15.467 <sup>a</sup>	0.350 <sup>c</sup>	2.630 <sup>a</sup>	1.1980	1.0945	4.3e+08 <sup>a</sup>
<b>Ulaştırma2</b>	10.044 <sup>a</sup>	-0.152	-0.840	1.1815	1.0870	7.8e+06 <sup>a</sup>

Not: <sup>a</sup>%1'de anlamlıdır, <sup>b</sup>%5'de anlamlıdır, <sup>c</sup>%10'da anlamlıdır. \* Breusch-Godfrey Serisel korelasyon LM testi sonucudur. \*\* White heteroskedasticity testi sonucudur.

Tablo 5.5'te verilen test sonuçları incelendiğinde neredeyse tüm sektörler için tahmin edilen FE modelinin hatalarında yatay kesitsel bağımlılık, serisel bağımlılık ve değişen

varyans problemleri olduğu görülmektedir. Dolayısıyla standart FE ve RE tahminlerinin tutarlı ancak etkin olmamalarına ve tahmin edilen standart hataların sapmalı olmasına neden olmaktadır.

Dolayısıyla tahmin sonuçlarını bu haliyle kullanmak uygun olmayacağından, modelin bu problemlere karşı tutarlı standart hatalar üretebilen yeni bir yöntemle tahmin edilmesi gerekmektedir. Beck ve Katz (1995) çalışmalarında uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler (feasible generalized least squares, FGLS) yaklaşımını revize ederek bu problemlere karşı standart hataları panellere göre düzelten (PCSE) yeni bir yöntem önermişlerdir. Buna göre model PCSE yaklaşımına göre gerekli düzeltmeler yapıldıktan sonra sabit etkiler modeli yeniden tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 5.6'da verilmektedir.

**Tablo 5.6: Tutarlı Standart Hatalı Panel FE Modeli Tahmin Sonuçları**

Sektörler	Model 1			Model 2		
	Kesme	fk1	R <sup>2</sup>	Kesme	fk2	R <sup>2</sup>
<b>Banka</b>	3.286 <sup>a</sup> (0.847)	0.055 <sup>b</sup> (0.022)	0.54	3.754 <sup>a</sup> (0.952)	0.013 (0.010)	0.50
<b>Bilişim</b>	13.67 <sup>a</sup> (2.820)	-0.035 (0.037)	0.51	12.69 <sup>a</sup> (2.741)	0.009 (0.012)	0.51
<b>Elektrik</b>	8.974 <sup>a</sup> (3.056)	-0.050 (0.040)	0.19	8.238 <sup>b</sup> (3.158)	0.005 (0.060)	0.16
<b>Fin.Kiralama</b>	2.939 <sup>a</sup> (0.310)	0.011 <sup>c</sup> (0.006)	0.06	3.033 <sup>a</sup> (0.320)	0.005 (0.011)	0.02
<b>Gıda</b>	5.497 <sup>a</sup> (0.713)	-0.001 (0.004)	0.84	5.461 <sup>a</sup> (0.701)	-0.001 (0.001)	0.84
<b>Giyim</b>	3.117 <sup>a</sup> (0.557)	0.006 <sup>b</sup> (0.003)	0.40	3.159 <sup>a</sup> (0.564)	0.002 (0.004)	0.39
<b>Gmyo</b>	4.707 <sup>a</sup> (1.070)	0.084 <sup>b</sup> (0.033)	0.63	5.485 <sup>a</sup> (1.046)	0.030 <sup>b</sup> (0.013)	0.62
<b>Haberleşme</b>	8.060 <sup>a</sup> (1.557)	0.187 <sup>b</sup> (0.065)	0.54	8.907 <sup>a</sup> (1.326)	0.068 <sup>b</sup> (0.023)	0.56
<b> Holding</b>	5.706 <sup>a</sup>	0.041 <sup>a</sup>	0.64	5.986 <sup>a</sup>	0.048 <sup>a</sup>	0.62

	(1.663)	(0.013)		(1.726)	(0.055)	
<b>İnşaat</b>	2.800 <sup>c</sup> (1.419)	0.015 (0.030)	0.03	3.457 <sup>c</sup> (1.504)	-0.154 (0.257)	0.05
<b>Kağıt</b>	11.42 <sup>a</sup> (3.033)	0.002 (0.005)	0.86	11.39 <sup>a</sup> (3.041)	0.0001 (0.007)	0.86
<b>Kimya</b>	19.84 <sup>a</sup> (5.837)	-0.014 (0.007)	0.72	19.76 <sup>a</sup> (5.447)	-0.052 (0.030)	0.72
<b>Lokanta</b>	3.514 <sup>a</sup> (0.676)	-0.016 (0.015)	0.40	3.311 <sup>a</sup> (0.633)	0.002 (0.001)	0.40
<b>Maden</b>	6.500 <sup>a</sup> (1.538)	-0.013 (0.082)	0.004	4.406 <sup>a</sup> (1.153)	0.112 <sup>b</sup> (0.047)	0.45
<b>Mana</b>	5.432 <sup>a</sup> (0.582)	0.001 (0.582)	0.57	5.103 <sup>a</sup> (0.590)	0.038 (0.040)	0.57
<b>Mesy</b>	77.94 <sup>a</sup> (24.34)	0.043 (0.476)	0.60	32.70 (33.71)	3.840 <sup>a</sup> (0.849)	0.78
<b>Mkyo</b>	2.047 <sup>a</sup> (0.458)	-0.002 (0.009)	0.30	1.960 <sup>a</sup> (0.429)	0.006 (0.010)	0.30
<b>Orman</b>	2.460 <sup>b</sup> (1.099)	-0.013 (0.183)	0.12	2.802 <sup>a</sup> (0.929)	-0.086 (0.139)	0.14
<b>Sağlık</b>	8.393 <sup>a</sup> (1.929)	0.043 (0.032)	0.20	7.696 <sup>a</sup> (2.023)	0.063 (0.040)	0.27
<b>Savunma</b>	16.52 <sup>a</sup> (4.768)	0.208 (0.522)	0.02	17.87 <sup>a</sup> (4.321)	0.019 (0.418)	0.0003
<b>Sigorta</b>	3.650 <sup>a</sup> (1.240)	0.004 (0.023)	0.52	3.608 <sup>a</sup> (1.207)	0.008 (0.015)	0.52
<b>Taş</b>	51.25 <sup>c</sup> (26.68)	-0.014 (0.123)	0.88	51.18 <sup>c</sup> (26.68)	-0.002 (0.123)	0.88
<b>Ticaret</b>	9.018 <sup>c</sup> (4.697)	0.174 (0.168)	0.49	10.10 <sup>b</sup> (4.045)	0.077 (0.048)	0.48
<b>Ulaştırma</b>	136.3 (91.24)	0.142 (1.360)	0.13	157.5 (122.3)	-2.688 (11.79)	0.13

Not: <sup>a</sup>%1'de anlamlıdır, <sup>b</sup>%5'de anlamlıdır, <sup>c</sup>%10'da anlamlıdır.

Tablo 5.6 incelendiğinde ilk olarak IMKB'de Banka ve Özel Finans Kurumları (kısaca bankalar) sektöründe işlem gören hisse senetleri için altışar aylık dönemler için

hesaplanan fiyat-kazanç oranı katsayısının 0.055 olduğu görülmektedir. Bu değer her ne kadar küçük de olsa beklendiği gibi pozitif çıkmıştır. Parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olması hissenin fiyat kazanç/oranı artığında senedin fiyatının da arttığını göstermektedir.

Benzer şekilde altışar aylık dönemlere göre hesaplanan fiyat-kazanç oranı için, finansal kiralama, giyim, gmyo, haberleşme ve holding sektörlerinde istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar bulunmuştur. Tablo 5.6'dan da görülebileceği gibi anlamlı bulunan sonuçların tamamı birim değerden küçüktür.

Tablo 5.6'da pozitif ve anlamlı bulunan sonuçlar incelendiğinde en yüksek tepki katsayısının 0.187 ile haberleşme sektöründe olduğu görülmektedir. Bu parametre fiyat-kazanç oranındaki 1 puanlık artışın hisse senedi fiyatını ortalama olarak 0.19 puan artıracak olduğunu göstermektedir.

Yani anlamlı bulunan tüm sonuçlara göre fiyat-kazanç oranı arttığında hisse senedinin fiyatı da artmaktadır. Ancak bu artış birim değerden küçük olduğundan literatürle uyumlu olarak “düşük oranda fiyat-kazanç oranı” ilişkisinin IMKB'deki 6 sektörde geçerli olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla hisse senedi fiyatları ortalamaya dönen bir hareket gösterdiği ve en azından anlamlı olan sektörler için firmanın varlık değerlerinin hareketlerinden hisse senedi fiyatlarının kısmen tahmin edilebilir olduğu bulunmuştur.

Tablo 5.6'da üçer aylık dönemlere göre hesaplanan fiyat-kazanç oranı için, gmyo, haberleşme, holding, maden ve metal eşya sektörlerinde faaliyet gösteren firmalar için istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar bulunmuştur. Tablo 5.6'da farklı olarak sadece metal eşya sektörü için parametrenin birim değerden büyük ve anlamlı (3.840) olduğu görülmektedir.

Model 1 ve Model 2 sonuçları genel olarak karşılaştırıldığında altışar aylık dönem için anlamlı olan bankalar, finansal kiralama ve giyim sektörlerinin üçer aylık dönemlerde anlamsız bulunmuştur. Gmyo, haberleşme ve holding sektörlerinin her ikisi için de anlamlı olduğu belirlenmiştir. Ancak bu üç sektörde fiyat-kazanç oranı parametrelerinin altışar aylık döneme göre daha küçük olduğu görülmektedir. Maden ve metal eşya sektörlerinin sadece üçer aylık dönemlere göre anlamlı olduğu bulunmuştur.

Sonuç olarak, birinci uygulamada 2000-2008 dönemi için IMKB’de fiyat-kazanç oranı ve hisse senedi fiyatları arasında sektörel bazda anlamlı ilişki olup olmadığı iki farklı model yardımıyla araştırılmıştır. POLS, FE ve RE modelleri kullanılarak yapılan uygulamada ayrıca düşük oranda fiyat-kazanç oranı ilişki olup olmadığı da test edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre IMKB’deki tüm sektörlerde fiyat-kazanç oranı ilişkisi söz konusu değildir. Altışar aylık dönem için 24 sektörün sadece 6’sı, üçer aylık döneme göre de 5 sektörde hisse senedi fiyatı ile fiyat kazanç oranı ilişkisi olduğu bulunmuştur. Altışar aylık dönemler için hesaplanan fiyat-kazanç oranı parametresi anlamlı olan sektörlerin tamamında üçer aylık dönem için ise metal eşya dışındakilerde birim değerden düşüktür. Yani ilgili sektörlerde literatürle uyumlu olarak “düşük oranda fiyat-kazanç oranı” ilişkisinin geçerli olduğu bulunmuştur. Bankalar, finansal kiralama ve giyim sektörleri için sadece altışar aylık döneme göre fiyat-kazanç oranı anlamlı iken, gmyo, haberleşme ve holding sektörlerinin hem altışar aylık hem de üçer aylık dönemlerde de anlamlı olduğu ve maden ve metal eşya sektörlerinin sadece üçer aylık dönemlere göre anlamlı olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla hesaplanan fiyat-kazanç oranlarının altışar aylık veya üçer aylık olması sektör davranışına göre farklılık gösterdiğinden, yatırım yaparken ilgili sektör için hangisinin anlamlı olduğuna bakılması gerekmektedir.

## **II. TÜRKİYE’DEKİ İŞSİZLİK ORANI İÇİN HİSTERİ ETKİSİ TESTİ**

### **A. GİRİŞ**

Keynesyen iktisatçılar, bazı ekonomik değişkenlerin uzun dönem denge değerlerinin sabit bir düzeyde kalmadığını, mevcut şartların değişmesi durumunda, bu değişkenlerin uzun dönem denge düzeylerinin de değiştiğini iddia etmektedirler. Bu görüş, literatürde “Histeri (Hysteresis) Hipotezi” olarak bilinmektedir. Tobin (1972), istihdam ve buna

bağlı olarak işsizlik oranının da bu türden ekonomik değişkenler olduğunu ileri sürmüştür<sup>4</sup>.

Histeri, cari piyasa şoklarının gelecek piyasa denge koşulları üzerinde etkili olması olarak tanımlanabilir. Phelps (1972)'de ifade edildiği gibi, işsizlik için histeri geçici şoklardan sonra, bu şokların etkisinin işsizlik üzerinde uzun süre etkili olmasıdır. Esasında şokların etkisi işsizliğin doğal oranına etki ederek uzun dönem dengesinde bir değişmeye sebep olur. Bu durum için genellikle iki savunma yapılmaktadır. İlk savunma piyasanın rijit (sert, katı) olmasını temel almaktadır. Bu görüşü savunanlar aşağıda daha açık ifade edileceği gibi içeridekiler-dışarıdakiler modelini öne sürmektedirler. Bu görüşe göre histerinin olması işçi sınıfının sendikalaşması nedeniyledir. Sendikalaşma denge ücretlerini yüksek tutar ve bu nedenle işsizlik artar. Histeri için ikinci savunma ise Phillips eğrisi yaklaşımına göre enflasyon bekleyişleridir. Phillips eğrisi yaklaşımına göre enflasyonu aşağı indirme baskısı işsizliğin yüksek seviyede tutunmasına neden olmaktadır<sup>5</sup>.

Daha genel bir ifadeyle işsizliğin doğal oranında meydana gelen değişme; (i) makroekonomik değişkenlerdeki dalgalanmalardan, (ii) istihdam koşullarını etkileyen kurumsal değişimlerden (işgücü piyasasını düzenleme gibi) kaynaklanır. Histeri işsizlik dinamiklerinin uzun dönem dengesine dönmeyecek bir durağan-dışı süreç olmasına neden olur. Tersine histeriyi red etme işsizlik dinamiklerinin uzun dönem dengesine kolayca dönebilen bir durağan süreç olduğunu ima etmektedir. Bununla birlikte yaklaşık histeri (süreçlilik<sup>6</sup>) durumunda piyasanın rijiditesi işsizliğin asgari düzeyde kalmasına neden olur. Çünkü uzun dönem denge düzeyine ayarlama hızı normale göre daha yavaştır. Teorik olarak histeri etkisi testi verilerin durağanlığını test etme ile aynı anlamda kullanılmaktadır<sup>7</sup>.

İşsizlik serisinde histeri hipotezinin geçerli olup olmaması hem ampirik araştırmacılar hem de politika yapıcılar açısından önemlidir. Çünkü yüksek işsizlik

---

<sup>4</sup> Küçükkale, Yakup, "Doğal İşsizlik Oranındaki Keynesyen Histeri Üzerine Klasik Bir İnceleme: Kalman Filtre Tahmin Tekniği ile Türkiye Örneği 1950-1995," *V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, 19-22 Eylül Adana, 2001, ss. 1-12.

<sup>5</sup> Mohan, Ramesh - Kemegue, Francis - Sjuib, Fahline "Hysteresis in Unemployment: Panel Unit Roots Tests Using State Level Data", *MPRA*, 5580, 2007, pp. 1-7.

<sup>6</sup> Süreçlilik kavramı İngilizce "persistence" kelimesinin karşılığı olarak kullanılmıştır. Bu karşılık Türk Dil Kurumu Ekonometri Terimleri Karşılıklar Kılavuzundan alınmıştır.

<sup>7</sup> Mohan, - Kemegue - Sjuib, 2007, pp. 1-7.



problemini çözmek için hükümetin müdahalesi olmadığında uzun dönemde ciddi problemler ortaya çıkacaktır. Dolayısıyla işsizlik oranındaki histeri hipotezi geçerli ise, özellikle durgunluk zamanında işsizlikle mücadelede daha etkin hükümet politikalarının oluşturulması gerekmektedir<sup>8</sup>. İşsizlik oranında histerinin varlığı durgunluğun ekonomik etkisinin doğal oran hipotezinin geçerli olduğu durumdan daha maliyetli olduğunu ima etmektedir. Histeri hipotezi, uygulanan politikalar eğer başarılı ise hem gerçek işsizlik oranını hem de doğal işsizlik oranı azalttığını ima eder. Bu nedenle stabilizasyon politikaları işsizlik oranında sürekli etkiye sahiptir. Özellikle işsizliğin uzun dönemde yeniden düzeltilmesi için tasarlanan politikalar, işsizlik sorununu çözmekte hükümetin daha büyük müdahalesinin rolü olduğunu ortaya koymaktadır.

Teorik çerçevede işsizlik ve şokları üç temel hipoteze ayırmak mümkündür. Birinci hipotez doğal işsizlik oranı hipotezi olarak adlandırılmaktadır. Bu süreç işsizlik oranının er ya da geç ortalamaya dönen bir yapı sergilediğini ifade etmektedir. Diğer bir ifadeyle işsizlik oranında (şoklar nedeniyle) meydana gelen bir sapmadan sonra, uzun dönemde kendi dengesine geri döner. Dolayısıyla bu görüşe göre işsizliğin doğal oranından sapması geçici bir süreliğinedir. İşsizlik oranının uzun dönem denge değeri ya da doğal oran etrafında dalgalandığı görüşü makroekonominin temel teorilerinden birini oluşturmaktadır<sup>9</sup>. Fakat 1950 ve sonrası dönemi içeren özellikle de Avrupa'da yapılan çalışmalar, doğal oranın geçerli olmayabileceğini ortaya koymuştur. Bu çalışmalardan birisi olan Blanchard ve Summers (1986, 1987) işsizliğin histeri etkisi ile karakterize edilebileceğini ortaya koymuştur. Dolayısıyla ikinci hipotez histeri hipotezidir. Yukarıda da tanımlandığı gibi histeri, meydana gelen şokların işgücü piyasasının rijit olması nedeniyle işsizlik üzerinde sürekli etkiye sahip olması olarak tanımlanabilir<sup>10</sup>. Dolayısıyla işsizlik oranı bir tümleşik süreç olarak tanımlanmaktadır<sup>11</sup>. Çünkü işsizlik oranında meydana gelen değişme uzun dönemde sürekli bir etkiye sahip olmaktadır ve seri kendi doğal oranına dönmez. Böyle bir durağan-dışı süreç tahmin edilebilir düzeyde dalgalanmalar göstermez.

<sup>8</sup> Smyth, Russel, "Unemployment Hysteresis in Australian States and Territories: Evidence from Panel Data Unit Root Tests", *The Australian Economic Review*, 36, 2, 2003, pp. 181-192.

<sup>9</sup> Strazicich - Tieslau - Lee, 2001, p. 1.

<sup>10</sup> Leon-Ledesma, Miguel A., "Unemployment Hysteresis in the US States and The EU: A Panel Approach", *Bulletin of Economic Research*, 54, 2, 2002, pp. 95-103.

<sup>11</sup> Camarero - Carrion-i Silvestre - Tamarit, 2006, pp.167-182.

O halde eğer işsizlik serisinde histeri etkisi varsa (yani işsizlik serisi  $I(1)$  ise) şoklar seri üzerinde sürekli (kalıcı) bir etkiye sahip olacaktır. Dolayısıyla işsizlik dengesi (denge durumu) bir seviyeden diğerine değişir. Bu durum işsizliğin kendi dengesine dönmesi için politik kararların alınmasını gerekli kılmaktadır. Diğer taraftan eğer işsizlik serisi  $I(0)$  ise şokların etkisi geçicidir ve sonuçta işsizlik en sonunda kendi dengesine döneceği için politik kararların alınması daha az zorunlu olacaktır.

İşsizliği tanımlamak için Phelps (1994, 1999) tarafından ortaya atılan üçüncü bir hipotez ise yapısalcı görüştür. Yapısalcı görüşe göre, ortaya çıkan şokların büyük bir çoğunluğu işsizlik üzerinde geçici etkiye sahiptir. Ancak bu şoklardan ötürü doğal oran sürekli bir değişime uğrayacaktır. Bunun nedeni doğal işsizliğin endojen olduğu ve diğer ekonomik değişkenler gibi piyasa güçlerinden etkilendiğini, dolayısıyla reel makroekonomik değişkenlerde (reel faiz oranı, petrol fiyatları, hisse senedi fiyatları gibi) ve/veya kurum çerçevesindeki (işgücü piyasasındaki) değişimler nedeniyle doğal işsizlik oranının yukarı doğru hareket ettiği gösterilmektedir. Bu çerçevede yapısalcı görüşe göre işsizlik oranı yapısal değişme (kırılma) içeren varyans durağan sürecin varlığını sergiler. Yani aslında yapısalcı görüş işsizlik oranının durağan olduğunu, ancak yapısal kırılmadan kaynaklanan durağan-dışı bir yapı sergilediğini ileri sürmektedir.

Teorik olarak ortaya konulan her üç hipotezi de ekonometrik bir çerçevede birim kök testleri yardımı ile test etmek mümkündür<sup>12</sup>. Tablo 5.7 işsizlik için ileri sürülen hipotezleri özetlemektedir.

**Tablo 5.7: İşsizlik Oranı için Histeri Hipotezleri**

<b>Ekonomik Hipotezler</b>	<b>Analiz Çerçevesinde Test Edilecek Tümlleşme Mertebeleri</b>
<b>Doğal Oran:</b> işsizlik uzun dönemde kendi ortalamasına döner	$I(0)$
<b>Histeri:</b> işsizlik üzerindeki şoklar sürekli dir.	$I(1)$
<b>Yapısalcı Görüş/Süreğenlik:</b> doğal orandaki değişim endojen olarak belirlenebilir.	Değişen ortalama ( $m$ ) etrafında $I(0)$

<sup>12</sup> Camarero - Carrion-i Silvestre - Tamarit, 2006, pp.167-182.

Tablo 5.7’de doğal oran hipotezi işsizliğin  $I(0)$  süreci olarak gösterilebileceğini ortaya koyarken, histeri hipotezi işsizliğin birim kök  $I(1)$  ile tanımlanabileceğini ileri sürmektedir. Fakat bazen bu iki hipotez arasındaki kesin bir ayrım yapmak oldukça güç olabilir. Fakat histeri ve süreğenlik arasındaki ayrım oldukça önemlidir. Süreğenlik uzun dönem denge düzeyine doğru ayarlamının yavaş olduğunu ima etmektedir. Bu yüzden, işsizlik yaklaşık birim kök sürecine sahip olacağı için doğal işsizlik hipotezinin özel bir durumunu yansıtmaktadır<sup>13</sup>. Yani süreğenlik durumunda ortalamaya dönme oldukça yavaş olsa da, seri şoklardan sonra yine ortalamaya döner<sup>14</sup>. Ancak histeri durumunda makroekonomik politikalar işsizlik üzerinde sürekli bir etkiye sahip olacaktır<sup>15</sup>. Yapısalcı görüş olarak tanımlanan üçüncü durumda ise şoklardan kaynaklanan ve çok sık olarak ortaya çıkan süreğenlik doğal oranın düzeyinde gizli bir değişme neden olduğunu göstermektedir.

## B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ

Blanchard ve Summers (1986), Brunello (1990), Neudorfer, Pichelmann ve Wagner (1990), Jaeger ve Parkinson (1994) ve Roed (1996) işsizlik oranı için histeri etkisini test ederken Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) veya Phillips-Perron (PP) birim kök testlerini kullanmışlardır. Genellikle çalışmalar işsizliğin durağan-dışı olduğu yönündedir. Yani bu çalışmaların büyük çoğunluğu ADF ve PP birim kök testine göre işsizlik oranında histeri etkisi olduğunu ortaya koymuşlardır. Küçükkale (2001) çalışmasında Türkiye için pür zaman serisi çerçevesinde histeri hipotezinin geçerliliğini araştırmıştır. Elde ettiği sonuçlara göre, histeri hipotezi bazı zaman periyotlarında geçerli iken, çoğu zamanlarda uygulanan politikaların ekonomik değişkenler arasındaki armoniyi bozması nedeniyle, geçersiz olduğunu göstermektedir. Sonuçta Küçükkale (2001) çalışması 1950-1995 dönemi için Türkiye’de histerinin zayıf formda geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Pazarlıoğlu ve Çevik (2005, 2007), Türkiye için ratchet model kullandıkları çalışmalarında histeri etkisinin varlığını tespit etmişlerdir.

<sup>13</sup> Roed, K., “Hysteresis in Unemployment”, *Journal of Economic Surveys*, 11, 1997, pp. 389–418.

<sup>14</sup> Smyth, 2003, pp. 181-192.

<sup>15</sup> Leon-Ledesma, 2002, pp. 95-103

Leslie, Pu ve Wharton (1995) çalışmalarında histeri etkisini bulmanın gücü zayıf birim kök testleri kullanmaktan kaynaklandığını ortaya koymuşlardır<sup>16</sup>. Bu nedenle ampirik araştırmalar daha güçlü testler ile histeri etkisi testini yeniden ele almışlardır. Yeni testlerin gelişim süreci iki yöndedir: (1) yapısal kırılmalı tek değişenli birim kök testleri ve (2) panel birim kök testleridir.

Mitchell (1993), Arestis ve Mariscal (1999, 2000), Papell, Murray ve Ghiblawi (2000), Ewing ve Wunnava (2001) ve Summers (2003) gibi çalışmalar ise işsizlik oranında yapısal kırılmanın olduğunu ileri sürmektedir. Dolayısıyla yapısal kırılma dikkate alındığında histeri hipotezinin geçerli olmayacağını savunmaktadır. Buldukları sonuçlar iddialarını destekleyerek birim kök hipotezini daha belirgin bir şekilde red etmişlerdir. Yani işsizlik oranında histeri etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Barışık ve Çevik (2007, 2008) çalışmalarında ele hem standart birim kök hem de yapısal kırılmalı birim kök testlerini kullanarak Türkiye için histeri etkisini test etmişlerdir. Buldukları sonuçlar Türkiye'deki işsizlik serisinde yapısal kırılma olmakla beraber yine de histeri etkisi olduğu yönündedir.

Song ve Wu (1997, 1998) çalışmalarında histeri etkisini panel veri çerçevesinde ele almışlardır. Levin ve Lin (1992) panel birim kök testini kullanarak Amerika'daki eyaletlerin ve 16 OECD ülkelerinin işsizlik serilerinde histeri etkisi olmadığını ortaya koymuşlardır. Leo'n-Ledesma (2002) çalışmasında Im, Pesaran ve Shin (1997) panel birim kök testlerini kullanarak Amerika ve Avrupa Birliği (AB) verileri için test etmiştir. Leo'n-Ledesma (2002)'de, Amerika için histeri etkisi bulamazken, AB için histeri etkisine rastlamıştır. Smyth (2003) çalışmasında Avustralya için hem pür zaman serisi hem de panel veri çerçevesinde histeri etkisini test etmiştir. Bulduğu sonuç pür zaman serisi için histeri etkisi red edilemezken, panel birim kök testi için histeri etkisi red edilmektedir. Osterholm (2004) çalışmasında Im, Pesaran ve Shin (2003) panel birim kök testini kullanarak Leo'n-Ledesma (2002) çalışmasını destekler sonuçlar elde etmiştir. Chang vd. (2007) Taiwan'nın 27 bölgesi için Levin vd. (2002), Im, Pesaran ve Shin (2003) ve Taylor ve Sarno (1998) panel birim kök testleri ile histeri etkisini test etmişlerdir. Buldukları sonuçlar her üç panel birim kök testinde göre de histeri

---

<sup>16</sup> Strazicich - Tieslau - Lee, 2001, p. 5.

hipotezini red etmişlerdir. Mohan vd. (2007) çalışmasında ADF-Fisher, IPS, LLC ve Breitung panel birim kök testlerini kullanarak Massachusetts'in üç bölgesi için histeri etkisini araştırmıştır. Bulduğu sonuçlara göre işsizlik serisi için birim kök hipotezini red etmektedir. Yani işsizlik oranında histeri etkisi olmadığını ortaya koymaktadır.

Strazicich, Tieslau ve Lee (2001) çalışmalarında yapısal kırılmalı panel LM birim kök testi kullanarak OECD ülkeleri için histeri etkisini test etmişlerdir. Yapısal kırılmalı panel birim kök testi sonucunda histeri etkisi olmadığını ortaya koymuşlardır. Camarero vd. (2006) çalışmalarında 19 OECD ülkesi için histeri etkisinin yapısal kırılmalı panel veri çerçevesinde ele almışlardır. Buldukları sonuçlar histeri hipotezinin geçerli olmadığı yönündedir.

Nargeleçekenler (2008) işsizlik oranlarındaki histeri etkisini panel birim kök sınamasıyla ele almıştır. Bu çalışmada kentsel ve kırsal işsizlik oranlarıyla, cinsiyete göre işsizlik oranlarını analiz ederken yapısal kırılmalı panel birim kök sınaması kullanılmıştır. Im, Lee ve Tieslau. (2005) sınamasını kullanarak sonuç her iki panel göre de işsizlik oranında histerinin yapısal kırılmadan kaynaklandığı yönündedir. Diğer bir ifadeyle Türkiye'deki işsizlik serisinde yapısalcı görüş hipotezinin geçerli olduğu ortaya koymaktadır.

Güloğlu ve İspir (2009), Türkiye'deki işsizlik oranı için sektörel panel veri analizi kullanmıştır. Carri-i Silvestre vd. (2005) sınaması ile Türkiye'deki histerinin yapısal kırılmadan kaynaklandığını ortaya koymuştur.

Kanalıcı-Akay, Yılmaz ve Nargeleçekenler (2009) Türkiye'deki, işsizlik oranı için histeri etkisini araştırırken, tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerini kullanmışlardır. Gerek panel birim kök testleri gerekse parçalı birim kök testleri ile Türkiye'deki işsizlik serisinde histeri etkisinin olduğunu bulmuşlardır.

Histeri teorisinin gelişimi, araştırmacıların histeri etkisini ampirik olarak test etmesini takip etmektedir. İşsizlik oranı üzerine daha önce yapılmış olan ampirik çalışmalar ilk bakışta üç farklı gruba ayrılabilir. Birinci grup temelde ADF veya PP standart birim kök testlerini kullananlardır. Bu grup genel olarak birim kökü red edememektedirler. Yani tersi sonucu az da olsa bulanlar olmasına karşılık birçoğu histeri hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmaktadırlar.

İkinci grup çalışmalar, işsizlik oranında yapısal değişimin olduğunu ileri sürmektedir. Bu grup çalışmaların büyük çoğunluğu, işsizlik oranındaki histeri etkisinin modelin deterministik kısmının doğru tanımlanmamasından kaynaklandığını, dolayısıyla yapısal kırılma dikkate alındığında histeri hipotezinin geçerli olmayacağını savunmaktadır. Histeri hipotezini bu çerçevede ele alan çalışmaların sonuçları birim kök hipotezini daha belirgin bir şekilde red etmişlerdir. Yani işsizlik oranında histeri etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Ampirik çalışmaların üçüncü grubu ise son dönemde geliştirilen panel birim kök testlerini temel almaktadır. Bu gruptaki çalışmalar hem panel birim kök testlerini hem de yapısal kırılmalı panel birim kök testlerini kullanarak işsizlik oranında histeri etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Bu sonuçların bulunması aslında son dönem çalışmalarda kullanılan analiz araçlarının sıfır hipotezini red etmekte daha güçlü olması nedeniyledir.

### **C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR**

İşsizlik oranı için histeri etkisi araştırılırken kullanılacak veri Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) Web sitesinden alınmış işsizlik oranlarını göstermektedir. Türkiye İstatistik Kurumunun işsizlik oranını düzenli olarak tutmaya başlaması ancak 1960 yılına dayanmaktadır. Türkiye İstatistik Kurumunun işsizlik oranını sektörel ayrımına göre düzenlemesi ise Hanehalkı İşgücü Anketi ile Ekim 1988'de başlamıştır.

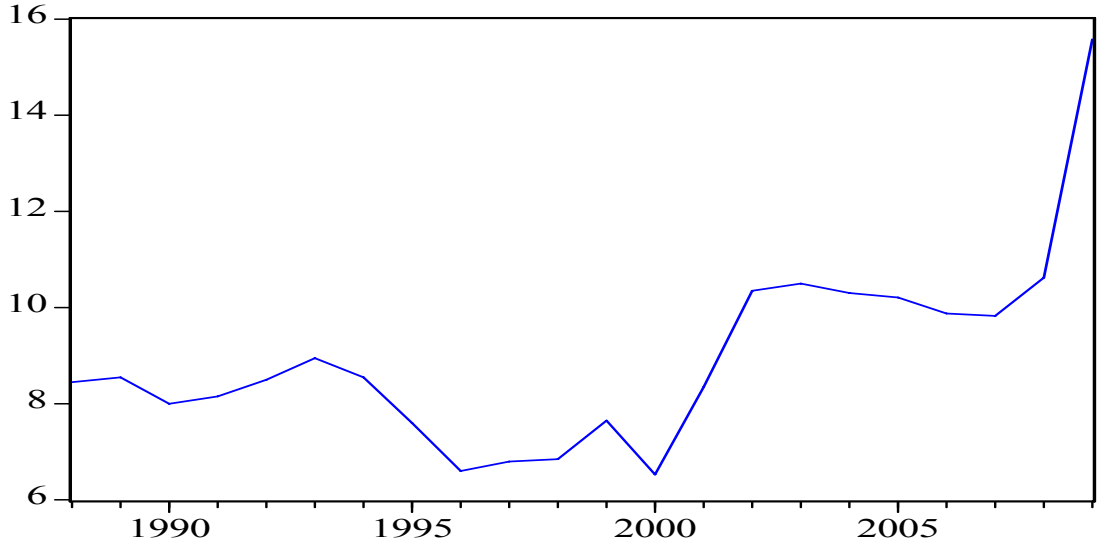
Türkiye İstatistik Kurumu tarafından 1988 yılından itibaren düzenli olarak uygulanmakta olan Hanehalkı İşgücü Anketi istihdam edilenlerin; iktisadi faaliyet, meslek (ya da tuttuğu iş), işteki durum ve çalışma süresi, işsizlerin ise; iş arama süresi ve aradıkları meslek (ya da iş) ve benzer özellikleri hakkında bilgi derlemek amacıyla uygulanmakta olup, ülkedeki işgücü piyasasının özellikleri hakkında bilgi veren (arz yönüyle) temel veri kaynağıdır<sup>17</sup>. Veriler, belirlenen örnekleme yöntemine göre seçilen hanehalklarından derlenmektedir. Hanehalkında bulunan tüm fertlere ilişkin demografik bilgiler (yaş, cinsiyet, eğitim durumu, hanehalkı reisine yakınlık) alınmaktadır. İşgücü

---

<sup>17</sup> www.tuik.gov.tr.

durumunun tespitine yönelik sorular ise 15 ve daha yukarı yaştaki fertlere sorulmaktadır.

Uygulanmaya başlandığı tarihten itibaren, tanım ve kavramlar açısından uluslararası standartların takip edildiği hanehalkı işgücü anketlerinde, Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) ve Avrupa Birliği İstatistik Ofisi (Eurostat)'ın norm ve standartları uygulanmaktadır. Buna göre uygulamada kullanılmak üzere TÜİK'dan alınmış işsizlik oranı verileri aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır. İlk olarak Türkiye genelini göstermek üzere, genel işsizlik oranı verileri pür zaman serisi analizi için kullanılmaktadır. Türkiye geneli işsizlik oranının zaman yolu grafiği Şekil 5.1'de gösterilmektedir.



**Şekil 5.1: 1988-2009 Dönemi Türkiye'deki İşsizlik Oranı**

Şekil 5.1 incelendiğinde Türkiye'deki işsizlik oranının yıllar itibariyle artma eğiliminde olduğu görülmektedir. Şekil 5.1'e genel olarak bakıldığında 1996-2000 yılları arasında işsizliğin en düşük (minimum düzey 2000 yılında % 6.53 olarak gerçekleşmiştir) seviyesinde olduğu görülebilir. İşsizlik oranının en yüksek olduğu dönemin ise 2009 yılı (ilk dört ay) olduğu görülmektedir.

Uygulamada kullanılan diğer veriler Türkiye'deki işsizlik oranlarının sektörler itibariyle ayrıldığı paneldir. Bu sektörler Tablo 5.8'de verilmektedir.

**Tablo 5.8: Sektör İsimleri**

<b>Sektör No</b>	<b>Sektör Adı</b>	<b>Kısaltma</b>
1	Elektrik, Gaz ve Su	Elektrik
2	Toplum Hizmetleri, Sosyal ve Kişisel Hizmetler	Hizmet
3	İmalat Sanayii	İmalat
4	İnşaat ve Bayındırlık İşleri	İnşaat
5	Madencilik ve Taş Ocakçılığı	Maden
6	Mali kurumlar, Sigorta, Taşınmaz Mallara Ait İşler ve Kurumları	Mali
7	Tarım, Ormancılık, Avcılık ve Balıkçılık	Tarım
8	Toptan ve Perakende Ticaret, Lokanta ve Oteller	Ticaret
9	Ulaştırma, Haberleşme ve Depolama	Ulaştırma

TÜİK tarafından oluşturulan veriler şu özelliklere sahiptir. 1988-1999 yılları arasında yılda iki kez (Nisan ve Ekim aylarının son haftası referans alınarak) uygulanan anket, 2000 yılından itibaren aylık olarak uygulanmaya başlamıştır. Anket sonuçları 2000-2004 yılları arasında dönemsel (yılda 4 kez) olarak açıklanmış olup, 2005 yılından itibaren hareketli üçer aylık dönem verileri esas alınmak suretiyle her ay yayımlanmaktadır. Bu seride ilgili üç aylık dönemin ağırlıkları, dönem ortası aya ilişkin nüfus projeksiyonları esas alınarak hesaplanmakta olup, ifade kolaylığı açısından tahminler de dönem ortası ay adıyla ifade edilmektedir. Dolayısıyla uygulamada kullanılan işsizlik oranı verilerinin bütünlüğünü sağlamak amacıyla 1988-2009 yıllık verileri kullanılmıştır. 2009 yılı verisi için ilk dört ayın ortalaması alınmıştır.

İşsizlik oranının histeri hipotezine göre, piyasa rijiditesi istihdam üzerinde sürekli etkiye sahip olduğu için döngüsel dalgalanmalara neden olur. Histeri durumunda, işsizlik verileri durağan olmayan (durağan-dışı) bir süreç tarafından üretilir<sup>18</sup>. O halde Türkiye'deki işsizlik oranının durağan ya da durağan-dışı olup olmadığını ortaya çıkarmak için uygulamada önce pür zaman serisi çerçevesinde birim kök testleri uygulanmıştır. Daha sonra ise panel birim kök testlerine yer verilmiştir.

<sup>18</sup> Smyth, 2003, pp. 181-192.



Uygulamada kullanılan serilerin tümleşme mertebelerini (durağanlıklarını) analiz etmek için serilere uygulanan pür zaman serisi birim kök testleri sonuçları Tablo 5.9'da gösterilmektedir.

**Tablo 5.9: Yapısal Kırılmasız Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları**

	ADF (k)	PP	KPSS	LM (k)
<b>Sektörler</b>				
Elektrik	0.663 (0)	0.418	0.509 <sup>b</sup>	-1.734 (0)
Hizmet	0.513 (0)	0.235	0.492 <sup>b</sup>	-1.756 (0)
İmalat	0.419 (0)	0.165	0.466 <sup>b</sup>	-1.766 (0)
İnşaat	0.572 (0)	0.306	0.504 <sup>b</sup>	-1.745 (0)
Maden	0.667 (0)	0.447	0.516 <sup>b</sup>	-1.738 (0)
Mali	0.497 (0)	0.222	0.490 <sup>b</sup>	-1.750 (0)
Tarım	1.703 (0)	1.647	0.658 <sup>b</sup>	-1.702 (0)
Ticaret	0.131 (0)	-0.124	0.399 <sup>c</sup>	-1.755 (0)
Ulaştırma	0.614 (0)	0.426	0.507 <sup>b</sup>	-1.749 (0)
<b>Türkiye</b>				
Genel	0.671 (0)	0.424	0.510 <sup>b</sup>	-1.744 (0)

**Not:** LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -3.63, -3.06 ve -2.77'dir. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.9'da işsizlik serilerine Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulanırken tahmin edilen modele dahil edilen gecikme sayısı Akaike bilgi kriterleri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SIC) ve Lagrange Çarpanları (LM) testi yardımıyla belirlenmiştir. Uygulanan ADF testleri sonucunda tüm işsizlik serilerinin durağan-dışı olduğu gözlenmektedir. Yani tüm işsizlik serileri için histeri hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Tüm serilerde Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleri için gecikme uzunluğu  $0.75T^{1/3} \cong 2$  olarak alınmıştır. Tablo 5.9 incelendiğinde PP ve KPSS birim kök testleri de tüm işsizlik serilerinin %5 düzeyine (KPSS testinde Ticaret %10 düzeyinde) göre durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Yani PP ve KPSS testlerine göre tüm işsizlik serileri için histeri hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla PP ve KPSS birim kök testleri ADF testini destekler sonuçlar ortaya koymaktadır.

Tablo 5.9’da dördüncü olarak Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen LM birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir. LM testi sonucu da ADF, PP ve KPSS testlerini destekleyerek tüm işsizlik oranı serilerinin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. O halde her dört yapısal kırılmasız birim kök testide genel olarak işsizlik oranlarının durağan-dışı olduğunu, yani tüm işsizlik serileri için histeri hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Yapısal kırılmanın olması serilerin durağan-dışılık hipotezini red edememesine (veya tersi şeklinde kurulmuş hipotezlerde red edilmesine) neden olabilmektedir. Uygulamada kullanılan işsizlik serileri 1988-2009 dönemini kapsamaktadır. Bu dönem içerisinde Türkiye’de 1994 ve 2001 gibi önemli ekonomik ve finansal krizler görülmüştür. Dolayısıyla bu etkiler serilerde yapısal değişmelere yol açabilmektedir. Bu nedenle yapısal kırılmasız birim kök testlerinin yanında, yapısal kırılmalı birim kök testlerinin de uygulanması önemlidir. Tablo 5.10’da yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarına yer verilmiştir.

Carrion-i Silvestre vd. (2005), Kwiatkowski vd. (1992)’in KPSS testini temel alan birim kök sınaması geliştirmişlerdir. Carrion-i Silvestre vd. (2005) testi yapısal kırılma sürecini uygularken Bai ve Perron (1998) sürecini temel almaktadır. Dolayısıyla Carrion-i Silvestre vd. (2005) sınaması çoklu kırılmayı (ikiden fazla) dikkate alabilmektedir. Tablo 5.10’da ilk olarak Carrion-i Silvestre vd. (2005) sınaması sonuçlarına yer verilmektedir. Carrion-i Silvestre vd. (2005), Bai ve Perron (1998) sürecini temel aldığından her birim için kırılma sayısı belirlenirken alternatif yaklaşımlar kullanılabilir. Bu yaklaşımlar, SupF, Dmax, SupF( $\square+1\square1$ ), BIC ve LWZ’dir. Burada altı değerlendirme kriteri de birlikte dikkate alınmıştır. Ancak kriterlerin farklı kırılma sayısı göstermesi durumunda SupF( $\square+1\square1$ ) olarak bilinen ardışık F değeri temel alınmıştır. Buna göre işsizlik oranı serilerinde en az bir en çok üç kırılmanın anlamlı olduğu ve hesaplanan KPSS testi tüm serilerin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.10’da ikinci olarak Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı LM birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir. Lee ve Strazicich (2003) iki kırılmalı LM testi ile başlanarak eğer iki kırılmadan azı anlamlı ise, daha sonra Lee ve Strazicich (2004) tek kırılmalı LM testi uygulanmaktadır. Eğer bir

kırılmadan daha azı anlamlı ise, test istatistiği olarak Schmidt ve Phillips (1992)'nin kırılmasız LM birim kök testi alınır. Burada kırılmaların anlamlılıkları %10 anlamlılık düzeyi için 1.645 değerine göre karar verilmektedir. Bu çerçevede uygulanan LM birim kök testi sonuçları incelendiğinde tarım sektöründeki işsizlik oranı için kırılmanın olmadığı, ancak diğer işsizlik oranlarında bir kırılmanın anlamlı olduğu görülmektedir. Yapısal kırılmalı LM testi sonuçları da Tablo 5.9'da verilen sonuçları destekleyerek tüm işsizlik oranı serilerinde histeri etkisinin olduğunu göstermektedir.

**Tablo 5.10: Yapısal Kırılmalı Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları**

	KPSS	m	TB1-TB2-TB3- TB4-TB5	% 10	% 5	LM (k)	TB1-TB2
<b>Sektörler</b>							
Elektrik	0.057	2	1994-2001	0.771	1.160	-2.168 (1)	1999
Hizmet	0.058	2	1994-2001	0.792	1.158	-2.278 (1)	1999
İmalat	0.061	2	1994-2001	0.796	1.127	-2.221 (1)	1999
İnşaat	0.060	2	1994-2001	0.777	1.143	-2.229 (1)	1999
Maden	0.056	3	1994-2001-2006	0.800	1.145	-2.160 (1)	1999
Mali	0.057	2	1994-2001	0.780	1.146	-2.273 (1)	1999
Tarım	0.035	1	2001	0.731	1.068	-1.702 (0)	-
Ticaret	0.064	2	1994-2001	0.800	1.148	-2.298 (1)	1999
Ulaştırma	0.058	3	1994-2001-2006	0.794	1.182	-2.183 (1)	1999
<b>Türkiye</b>							
Genel	0.054	3	1994-2001-2006	0.696	1.088	-2.169 (1)	1999

**Not:** Carrion-i Silvestre vd. testleri için kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap olarak hesaplanmıştır. LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -3.63, -3.06 ve -2.77'dir. Tek kırılmalı LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -4.339, -3.566 ve -3.211'dir. İki kırılmalı LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -4.545, -3.842 ve -3.504'dür [Strazicich vd., 2001:19]. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

LM ve KPSS birim kök testleri farklı sonuçlar vermektedir. LM testi kırılma dikkate alındığında bile serilerin halen durağan-dışı olduğunu gösterirken, KPSS testi yapısal kırılmadan sonra serilerin durağanlaştığını ortaya koymaktadır. Hesaplanan kırılma dönemleri incelendiğinde kırılmalı LM tarım sektöründe kırılma bulamazken, diğer

sektörlerde bir kırılmayı anlamlı bulmaktadır. Ancak kırılmalı KPSS testi tarım sektöründe bir, maden, ulaştırma ve Türkiye geneli için üç kırılmayı anlamlı bulmuştur. Diğer sektörler için ise iki kırılmanın anlamlı olduğunu göstermektedir. LM testi maksimum iki kırılmayı dikkate almaktadır. Dolayısıyla eğer serilerde ikiden fazla kırılma varsa, LM testi yanlı sonuçlar verecektir. Bu durumda alternatif olarak KPSS testinin kullanılması daha doğru olacaktır. Buna ilaveten LM testi kırılma dönemi olarak 1999 yılını bulurken, KPSS testi Türkiye için önemli dönemler olan 1994 ve 2001 (üçüncü kırılma 2006) krizlerini doğru bir şekilde tahmin edebilmiştir. Bu sonuçta KPSS testinin LM testine göre daha güçlü olduğu sonucunu doğrulamaktadır.

Bu durumun panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini görmek için panel birim kök sınamalarının yapılması gerekmektedir. Panel veriler için de önce yapısal kırılmasız sonra yapısal kırılmalı durumlar dikkate alınmaktadır. Böylece hem uygulamanın sonuçları daha güçlü olacak hem de sonuçları karşılaştırmak mümkün olacaktır. Tablo 5.11 yapısal kırılmasız panel birim kök testleri sonuçlarını vermektedir.

**Tablo 5.11: Yapısal Kırılmasız Panel Birim Kök Testleri Sonuçları**

Panel Birim Kök Testleri	Sektörel İşsizlik Oranı	Karar
LLC	10.288	(Ortak) Durağan-dışı
IPS: $t_{\bar{}} \& W_{\bar{}}$	0.642 & 7.072	(Bireysel) Durağan-dışı
Fisher-ADF: MW & Choi Z	0.300 & 6.694	(Bireysel) Durağan-dışı
Fisher-PP: MW & Choi Z	0.524 & 6.055	(Bireysel) Durağan-dışı
Hadri: Homojen & Heterojen	7.031 <sup>a</sup> & 6.794 <sup>a</sup>	(Ortak) Durağan-dışı
Pesaran: IPS & Choi Z & MW (p)	-1.688 & 0.224 & 0.589	(Bireysel) Durağan-dışı
Panel LM	1.150	(Bireysel) Durağan-dışı

**Not:** Kırılmasız veya Kırılmalı Panel LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeyinde kritik değerler sırasıyla -2.326, -1.645 ve -1.282'dir [Strazicich vd., 2001:19].<sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.11'de yedi panel birim kök testi uygulanarak sonuçlar verilmiştir. LLC ve Hadri testleri ortak birim kök veya durağanlığı araştırırken, diğerleri paneldeki birimlerin bireysel olarak durağan veya durağan-dışı olabilmesine izin vermektedir. Gerek ortak gerekse bireysel durağanlığı araştıran yedi panel birim kök testide

Türkiye'deki sektörel işsizlik panelinin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Yani Türkiye'deki sektörel işsizlik panelinde histeri etkisi vardır.

Son olarak pür zaman serisi birim kök sınavında olduğu gibi panel veriler için de yapısal kırılmalı durum için birim kök sınavına yer verilmektedir. Yapısal kırılmalı panel birim kök testi sonuçları Tablo 5.12'de verilmektedir.

**Tablo 5.12: Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Sonuçları**

Panel Birim Kök Testleri	Sektörel İşsizlik Oranı	% 10	% 5
PANKPSS: Homojen	-1.593	22.481	34.124
PANKPSS: Heterojen	-1.570	31.036	47.475
Panel LM	-0.845	-1.282	-1.645

**Not:** PANKPSS için verilen kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap kritik değerlerdir. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.12'de ilk olarak Carrion-i Silvestre vd. (2005)'in çoklu kırılmaya göre hesapladığı homojen ve heterojen PANKPSS sınavı sonuçları ve bootstrap kritik değerlerine yer verilmektedir. Hem homojen hem de heterojen durum için sıfır hipotezi red edilememektedir. Yani PANKPSS sınavı sektörel işsizlik oranının yapısal kırılma dikkate alındıktan sonra durağanlaştığını göstermektedir. Tablo 5.12'de ikinci olarak Im, Lee ve Tieslau (2005) Panel LM sınavı sonuçlarına yer verilmektedir. Panel LM yapısal kırılma dikkate alındıktan sonra dahi işsizlik oranının durağanlaşmadığını göstermektedir. O halde uygulanan birim kök testlerinin sonuçları incelendiğinde yapısal kırılmasız durumlarda Tablo 5.11 ve Tablo 5.9 ile yapısal kırılmalı durumlarda Tablo 5.12 ve Tablo 5.10 benzer sonuçlar vermektedir.

Sonuç olarak ikinci uygulamada 1988-2008 dönemi için Türkiye'deki işsizlik oranının histeri etkisi hem pür zaman serisi yaklaşımı hem de panel veri yaklaşımı ile test edilmiştir. Panel veri çerçevesinde işsizlik oranı sektörel olarak ele alınmıştır. Bu sektörler; elektrik, hizmet, imalat, inşaat, maden, mali, tarım, ticaret ve ulaştırma. Hem yapısal kırılmasız pür zaman serisi çerçevesinde uygulanan testler hem de yapısal kırılmasız panel veri çerçevesinde uygulanan testler, genel olarak benzer sonuçlar

vererek Türkiye'deki işsizlik oranının hem sektörel hem de genel olarak durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla bu testlere göre Türkiye'deki işsizlik oranında histeri etkisi vardır. Son dönem gelişmeler dikkate alınarak yapısal kırılma etkisi hem pür zaman serisi birim kök testlerinde hem de panel birim kök testinde göz önünde bulundurulduğunda PANKPSS testi serinin durağanlaştığını, Panel LM testi ise serilerin hala durağan-dışı olduğunu ortaya koymaktadır. Gerek Panel LM gerekse PANKPSS testleri farklı sonuçlar verse de her ikisi de işsizlik oranında yapısal kırılma olduğu konusunda ortak karara varmaktadır. Bu durum Türkiye'deki işsizlik oranının krizlerden etkilenmeye müsait bir yapıda olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla Türkiye'deki işsizlik oranında bir istikrarın olmadığı ve meydana gelecek kriz gibi ekonomik şoklardan etkilendiğini ortaya koymaktadır.

Histeri üzerinde ortaya atılan; histeri, doğal oran ve yapısalcı görüş hipotezlerinin Türkiye için geçerliliğini hem pür zaman serisi hem de panel veriler çerçevesinde analiz eden uygulamada, bulunan sonuçlar genel olarak incelendiğinde, Türkiye'deki işsizlik oranında üçüncü hipotez olarak sunulan yapısalcı görüşün geçerli olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır. Dolayısıyla işsizlik sorununun çözülmesi için hükümetlerin yapısalcı reformlar uygulaması gerekmektedir.

### **III. G7 ÜLKELERİ İÇİN SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN SINANMASI**

#### **A. GİRİŞ**

Satınalma gücü paritesi (SGP) ilk kez Cassel (1918) tarafından ortaya atılmıştır. Satınalma gücü paritesi, farklı para birimlerinin satınalma gücünü eşitleyen ve uluslararası anlamda fiyat ve hacim karşılaştırmalarına olanak sağlayan farklı para birimlerini dönüştürme olarak bilinir. Başka bir ifadeyle SGP, tek fiyat kanununun bir mal yerine tüm mal piyasaları üzerine uygulaması niteliğinde, ülkelerarası fiyat düzeyi farklılaşmasını ortadan kaldıran para birimi dönüştürme oranıdır. Böylece dış ticarete konu olan tüm malların fiyat düzeyleri birbirlerine eşit olacaktır.

SGP'nin geçerliliği üzerine yapılan çalışmalar Bretton Woods (sabit kur) sisteminin 1973'te çökmesi ile artmıştır. Çünkü sabit kur sisteminin çökmesi veya dalgalı kura geçilmesi ile reel döviz kurundaki oynaklık artmıştır<sup>19</sup>. Dolayısıyla SGP'nin geçeli olabilmesi ancak reel döviz kurunun ortalamasına dönmesi ile mümkün olmaktadır.

Ancak teori bazı varsayımları içermektedir. Bunlar; (i) ulaşım masrafları, sigorta giderleri gibi malların ticareti için gerekli işlem masraflarının sıfır olduğunu, (ii) ülkeler arası ticaret için bir engel olmadığı, (iii) bir ülkenin iki şehir arasında ticaret nasıl yapılıyorsa, iki ülke arasında da aynen yapıldığı, (iv) malların her iki ülkede de aynı nitelikte olduğudur.

SGP'nin ekonomide başlıca iki kullanım alanı vardır. Bunlardan ilki fiyat ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi ölçerek yeni döviz kurunun belirlenmesidir. Mevcut döviz kurunun gerçekçi olup olmadığının yapılacak bir müdahalede kriter olarak kullanılmasıdır. Diğer ise SGP'nin uluslararası milli gelir karşılaştırmalarında kullanılmasıdır. Karşılaştırmalarda SGP kullanıldığı için döviz kuru güvensizliği ortadan kaldırılmış olacaktır.

Teori, mutlak SGP ve nispi (görelî) SGP olmak üzere iki farklı biçimde ele alınmaktadır. Mutlak satınalma gücü paritesi, ülkelerin denge döviz kurlarına göre birbirine dönüştürülmüş fiyatlar genel düzeylerinin tüm ülkelerde aynı olması gerektiğini ifade eder. Mutlak SGP'ye göre bir ulusal para birimi her ülkede aynı satınalma gücüne sahiptir<sup>20</sup>.

Aynı mal sepeti için tek fiyat yasasının geçerli olduğu teoride nominal döviz kuru  $E$ , yurtiçi fiyat indeksi  $P_d$  ve yurt dışı fiyat indeksi  $P_f$  ile gösterilirse mutlak SGP şu formülle ifade edilir ;

$$P_d = E * P_f \quad (5.3)$$

<sup>19</sup> Tatoğlu, Ferda Y., "Reel Efektif Döviz Kurunun Durağanlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10, 2, 2009, ss. 310-323.

<sup>20</sup> Çağlayan, Ebru - Şak, Nazan, "OECD ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi: Panel Eşbütünleme Yaklaşımı", *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 26, 1, 2009, ss. 483-500.

Bu formülde kullanılan fiyat indeksi, mutlak SGP'nin tek fiyat kanunu ile olan farkını ortaya koyar. Buna göre tek fiyat yasasında konu olan tek mal mutlak SGP de kullanılan fiyat indeksi ile mal sepeti halinde değerlendirmektedir.

Uygulamada, benzer malların ele alınarak ve her birine önemi yansıtacak derecede ağırlıklar verilerek oluşturulan fiyat indeksleri, hemen hemen her ülkenin resmi ya da özel kuruluşlarınca farklı hazırlanmaktadır. Oysa iki ülke arası genel fiyatların sağlıklı biçimde karşılaştırılabilmesi için kullanılan fiyat indekslerinin de karşılaştırılabilir özellikler taşıması, yani aynı mal ve hizmetler içermesi ve her birinin benzer biçimde ağırlıklandırılmış olması gerekir.

Mutlak SGP olarak tanımlanan denklem (5.3)'ten bazı önemli çıkarımlar elde etmek için formül yeniden aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$E = \frac{P_d}{P_f} \quad (5.4)$$

Bu şekilde formül, döviz kurunun iç ve dış fiyat indekslerinin oranına bağlı olduğunu göstermektedir. Buna göre yurtiçi fiyatlar yurtdışı fiyatlardan ne kadar yüksek ise döviz kuru (yabancı para birimi başına ulusal para miktarı) da o derece yüksek olacaktır.

Fakat öne sürülen bu ilişkilerin uygulamada geçerliliği üzerine ciddi kuşkular bulunmaktadır. Gerçekte piyasalar çok daha karmaşıktır. Çok sayıda mal ve her mal için farklı ağırlıklara dayalı fiyat indeksleri, bu kanuna uygun sonuçlar doğurmayabilir. Ağırlık farklılıklarının yanında ülkelerin birbirlerine koymuş oldukları kotalar, gümrük tarifeleri, vergiler, diğer masraflar sonucu da ortaya çıkan fiyat farklılıkları teorisinin geçerliliğine gölge düşürmektedir.

Bahsedilen bu tür engeller karşısında yapılan uygulama çalışmalarında da görülmüştür ki mutlak SGP çok fazla geçerli değildir. Fakat bu engellerin çoğunun uygulanmadan kaynaklandığı göz önünde bulundurularak, teori farklı bir açıdan yorumlanmıştır. Bu da SGP'nin daha gerçekçi yorumlaması olan nispi SGP'dir.

Nispi satınalma gücü paritesi, mutlak SGP gibi, belirli bir anda döviz kurunun ne olacağı sorusuyla ilgilenmez. Tersine belirli bir başlangıç yılından hareketle döviz kurlarının nasıl değişeceğini açıklamaya çalışır. Bu teoriye göre, nominal döviz



kurundaki deęişmeler iki ÷lke fiyat düzeyleri arasındaki farkı yansıtmalıdır. Yurtiçi enflasyon oranı yurtdışı enflasyon oranından yüksek olan ÷lkede döviz kuru bu fark ölçüsünde yükselir. Düşük olan ÷lkede ise, yine o oranda düşer. Bu durumu şu şekilde formülle göstermek mümkündür.

$$\frac{E_1 - E_0}{E_0} = P_f - P_d \quad (5.5)$$

Burada  $E_0$  baz alınan yılın döviz kuru deęerini,  $E_1$  sonraki yılın döviz kuru deęerini ve dolayısıyla  $\frac{E_1 - E_0}{E_0}$  da kurdaki yüzdellik deęişmeyi verir.  $P_d$  iki dönem arasındaki ÷lkedeki enflasyon oranındaki deęişim ve  $P_f$  ise yabancı ÷lkedeki enflasyon oranındaki deęişimi ifade eder. Nominal kurlarda, sürekli olarak iç ve dış enflasyon oranına göre ayarlama yapılırsa nominal ve reel kurlar birbirlerine eşitlenmiş olacaktır<sup>21</sup>.

Nispi SGP'nin vardığı önemli bir sonuca göre, enflasyon oranı nispeten yüksek bir ÷lkede, döviz kurunun yeterince yükseltilmemesi durumunda ÷lkenin ihracatında diğer ÷lkelere nispeten daha az rekabetçi bir durum oluşur. Böylece ithal edilen mallarda da ucuzlama görülür. Bu durum ÷lkenin dış ticaret açığının oluşması veya daha fazla büyümesiyle sonuçlanır.

Döviz kurundaki hareketlerin görelî fiyat seviyelerini yansıtmaması gerektiğini ifade eden SGP teorisinin, döviz kurlarındaki kısa dönemli hareketleri çok iyi açıklamadığı ancak uzun dönemde oldukça anlamlı olduğu birçok ampirik çalışmada kanıtlanmıştır. Kısa dönemde, döviz kurları görelî enflasyon hareketleriyle açıklanamayacak kadar deęişkendir. Diğer bir ifadeyle enflasyon oranının meydana gelen deęişime yavaş ayak uydurmaktadır.

---

<sup>21</sup> Aslan, N. - Kanbur, N., "Türkiye'de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı", *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 23, 2, 2007, ss. 9-43.

## B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ

Satınalma gücü paritesinin varlığı üzerine yapılan çalışmalar incelendiğinde test sürecinin iki şekilde yapıldığı görülmektedir. Bu yaklaşımlardan birisi SGP'nin durağanlığının sınanmasıdır. SGP'nin durağan olduğunu (sıfırıncı mertebeden tümleşik,  $I(0)$ ) bulan çalışmalar olmasının yanında durağan-dışı bulan çalışmalarda vardır. Serinin  $I(0)$  olduğunu bulmak SGP'nin geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Tersine seriyi  $I(1)$  bulmak SGP'nin geçerli olmadığı anlamına gelir. İkinci yaklaşım ise eştümleşme analizi ile SGP'nin geçerliliğinin sınanmasıdır. Durağan-dışı reel döviz kuru ile durağan-dışı (yerli ve yabancı) enflasyon oranları arasında eştümleşik ilişkinin olduğunu bulmak SGP'nin geçerli olduğu anlamına gelmektedir.

Mahdavi ve Zhou (1994), 1974-1991 çeyrek yıllık dönemi için Johansen eştümleşme sınaması ile yüksek enflasyonlu 13 ülkede SGP'nin geçerliliğini sınamışlardır. Türkiye'de SGP'nin geçerli olmadığına ulaşmışlardır.

Papell (1997), 20 gelişmiş ülkenin 1973:01-1994:9 dönemi için ADF ve panel birim kök testleri ile SGP'nin geçerli olduğunu bulmuştur. Wu ve Chen (1999), 1980:1-1996:8 dönemi için pasifik ülkelerinde SGP'nin geçerli olduğunu panel birim kök testleri ile belirlemişlerdir.

Christev ve Noorbakhsh (2000), 1990:1-1998:11 dönemi için Stock-Watson ve Johansen eştümleşme sınaması ile Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Romanya ve Slovak Cumhuriyeti için SGP'nin uzun dönemde geçerli olduğunu bulmuşlardır. Azali, Habibullah ve Baharumshah (2001), 1977:4-1998:3 çeyrek yıllık dönemi için Asya'daki yedi gelişmekte olan ülkelerde SGP'nin geçerli olup olmadığını test etmişlerdir. Japonya'yı referans aldıkları çalışmalarında panel birim kök ve eştümleşme analizleri sonucunda SGP'nin geçerli olduğunu bulmuşlardır. Pedroni (2001), 1973:6-1993:11 aylık dönemi için 20 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke verisini kullanarak SGP'nin geçerliliğini sınamıştır. Sonuçta, SGP'nin güçlü versiyonunun geçerli olmadığını elde etmiştir.

Barlow ve Radulescu (2002), 1994:4-2000:12 dönemi için Johansen eştümleşme sınaması ile Romanya'da SGP'nin geçerli olduğunu bulmuşlardır. Nagayasu (2002), 17 Afrika ülkesi için SGP'nin geçerliliğini test etmiştir. 1980-1994 dönemini kapsayan

çalışmasında Afrika'da zayıf formda SGP'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Barlow (2003)'te ise 1994:4-2000:12 dönemi için Polonya, Çek Cumhuriyeti'nin birbirlerine göre SGP'nin geçerli olduğunu bulmuştur. Esaka (2003), 1960-1998 dönemi için Japonya şehirleri arasında SGP'nin geçerliliğinin panel veriler yardımıyla incelemiştir. Sonuçta, Japonya'daki şehirlerarasında SGP'nin geçerli olduğunu bulmuştur. Bu ilişkinin ticarete konu olmayan mallara göre ticarete konu olan mallarda daha güçlü olduğunu bulmuştur.

Basher ve Mohsin (2004), 10 gelişmekte olan ülke için 1980:1-1999:4 döneminde panel birim kök ve eştümleşme sınamaları ile SGP'nin geçeli olmadığını bulmuşlardır. Carrion-i Silvestre, Del-Barrio ve Lopez-Bazo (2004) çalışması, 1939:7-1992:12 dönemi için 50 İspanyol şehri için alarak SGP'nin geçerliliğini sınamışlardır. Sonuçta SGP'nin geçerli olduğunu bulmuşlarsa da, kısa dönem sapmalarının yavaş bir şekilde düzeltildiğini belirlemişlerdir.

Payne vd. (2005) Hırvatistan için 1992:1-1999:10 döneminde yapısal kırılmalı birim kök testi ile SGP'nin sağlandığını bulmuştur. Breitung (2005), 21 gelişmiş ülke için, panel eştümleşme yaklaşımı ile SGP'nin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Breitung ve Das (2005), 1975-1998 dönemi için 19 ülke verilerini kullanarak SGP'nin geçerliliğini sınamışlardır. Panel birim kök testlerini kullandıkları çalışmalarında SGP'nin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Zhang ve Lowinger (2006), 10 gelişmekte olan ülke için SGP'nin geçerliliğini sınamışlardır. 1970-2004 dönemi için, trendsiz modelde de SGP'nin geçerli olduğunu, ancak trend dikkate alındığında bu kararın daha güçlü bir şekilde verildiğini bulmuşlardır. Sideris (2006) 1990-2004 dönemi için Johansen ve panel eştümleşme sınamaları ile geçmişte Sovyetler Birliğine dahil olan 17 ülkede SGP'nin geçerliliğini sınamıştır. Birinci yaklaşımla 12 ülke için SGP'nin geçerli olduğu, ikinci yaklaşımla da yine SGP'nin geçerli olduğu sonuna ulaşmıştır. Westerlund ve Basher (2006), 1973:1-1997:1 çeyrek yıllık dönemi için 18 OECD ülkesinde SGP'nin geçerliliğini yapısal kırılmalı panel eştümleşme analizi ile sınamışlardır. Sonuçta OECD ülkeleri için SGP'nin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Lopez ve Papell (2007), 1973-2001 çeyrek yıllık dönemi için panel birim kök testleri ile Macaristan ve Malta'da SGP'nin geçerli olduğunu belirlemişlerdir. Cerrato

ve Sarantis (2007b), 34 geliřmekte olan lke iin 1973:1-1998:12 dnemine panel birim kk ve eřtmleřme sınıamaları ile SGP'nin geerli olmadığını bulmuřlardır. Alba ve Papell (2007), 84 geliřmiř ve geliřmekte olan lke iin, 1976:1-2002:12 dneminde panel birim kk yaklařımı ile SGP'nin Avrupa ve Latin Amerika lkelerinde geerli, Afrika ve Asya'da geerli olmadığını bulmuřlardır.

Drine ve Rault (2008), 1970-1998 dneminde 80 geliřmiř ve geliřmekte olan lke iin SGP'nin geerliliğini panel birim kk ve eřtmleřme sınıamaları ile test etmiřtir. Geliřmiř lkelerde SGP'nin geerli, geliřmekte olan lkelerde ise SGP'nin geerli olmadığını bulmuřlardır. Westerlund ve Edgerson (2008), 1973:1-1998:4 eyrek yıllık dnemi iin 17 OECD lkesinde SGP'nin geerliliğini yapısal kırımlı panel eřtmleřme analizi ile sınıamıřlardır. Sonuta OECD lkeleri iin SGP'nin geerli olmadığını bulmuřlardır.

Akgl (1995), 1980-1994 eyrek yıllık verileri kullanarak Trkiye iin SGP'nin geerliliğini arařtırmıřtır. Johansen eřtmleřme sınıamasını kullandıđı alıřmasında Trkiye iin SGP'nin geerli olduđunu bulmuřtur.

Telatar ve Kazdađlı (1998) 1980:10-1993:10 dnemi iin Engle ve Granger (1987) iki ařamalı eřtmleřme sınıamasını kullanarak Trkiye'de SGP'nin sađlanmadığını belirlemiřlerdir. Yazgan (2003), 1982-2001 eyrek yıllık dnemi iin Trkiye'de SGP'nin sađlandıđını bulmuřtur.

Erlat (2003), 1984:1-2000:9 dnemi iin birim kk testleri ve paralı tmleřme analizini kullanarak Trkiye iin SGP'nin geerli olduđunu bulmuřtur. Erlat ve zdemir (2003), 17 lke verisini kullanarak 1984:1-2001:6 dnemini iin SGP'nin geerliliğini sınıamıřlardır. ADF, KPSS ve panel birim kk testlerini kullandıkları alıřmalarında verileri ortalamalarından arındırdıktan sonra SGP'nin geerli olmadığını bulmuřlardır.

Solakođlu (2006) 1992-2003 dnemi iin panel birim kk testleri ile 21 geiř ekonomisinde SGP'nin geerli olduđunu bulmuřtur. Kasman ve Ayhan (2008) genel olarak 1990:1-2006:9 dnemi iin Trkiye'nin de ierisinde olduđu 14 lkeyi kullanarak Avrupa birliđi geniřleme srecinde SGP'nin geerli olup olmadığını yapısal kırımlı panel birim kk testi ile sınıamıř ve SGP'nin geerli olduđunu bulmuřtur.

Eryiğit (2008) Türkiye için SGP'nin geçerliliğini birim kök ve eştümleşme sınamaları ile test etmiştir. 1985:1-2007:9 aylık dönemini ele aldığı çalışmasında, birim kök testlerine göre ÜFE ve TÜFE bazlı seriler için SGP'nin geçerli olmadığını bulmuştur. Eştümleşme sınaması sonucunda ise TÜFE bazlı seri için SGP'nin geçerli olmadığını, ancak ÜFE bazlı seri için SGP'nin geçerli olduğunu bulmuştur.

Çağlayan ve Şak (2009) yüksek ve düşük gelire sahip OECD ülkeleri için satınalma gücü paritesinin geçerliliğini panel birim kök ve eştümleşme ile sınamıştır. 1996:1-2004:4 dönemini içeren çalışmada, analiz sonucunda SGP'nin geçerli olmadığını bulmuşlardır.

### C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR

Satınalma gücü paritesinin geçerliliğini test etmek için reel döviz kuru tanımı literatüre uygun olarak şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$RER_{it} = \log \left( E_{it} \cdot \frac{P_{it}^f}{P_{it}^d} \right) \quad (5.6)$$

Burada  $RER_{it}$  reel döviz kuru (pariteden sapma),  $E_{it}$  nominal döviz kuru,  $P_{it}^f$  yabancı ülkenin (uygulama için ABD alınmıştır) enflasyon oranı ve  $P_{it}^d$  ilgili ülkenin fiyat düzeyini göstermektedir. Uygulamada kullanılan enflasyon oranları için 2005 yılı taban (100) olarak alınmıştır. Denklem (5.6)'nın sağındaki değişkenlerin logaritması alındığından tanımlama farklı bir şekilde aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$RER_{it} = e_{it} + p_{it}^f - p_{it}^d \quad (5.7)$$

SGP'nin geçerli olup olmadığını belirlemek amacıyla, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve İngiltere olarak bilinen sanayileşmiş 6 ülkenin oluşturduğu G7 ülkeleri ele alınmıştır. Burada SGP oluşturulurken, Amerika Birleşik Devletleri baz

alındığından altı G7 ülkesi kullanılmıştır. Uygulamada kullanılan veriler OECD veri tabanından alınmış olup 1989:1-2009:6 aylık dönemini kapsamaktadır.

G7 ülkeleri için SGP'nin geçerli olup olmadığını ortaya koymak için uygulamada önce pür zaman serisi çerçevesinde birim kök sınamaları uygulanmıştır. Daha sonra ise panel birim kök sınamalarına yer verilmiştir. Uygulamada reel döviz kuru serisinin tümleşme mertebesi (durağanlığını) analiz etmek için serilere uygulanan pür zaman serisi birim kök testleri sonuçları Tablo 5.13'te gösterilmektedir.

**Tablo 5.13: Yapısal Kırılmasız Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları**

Ülkeler	ADF (k)	PP	KPSS	LM (k)
Kanada	-1.457 (1)	-1.411	1.312 <sup>a</sup>	-0.286 (7)
Fransa	-1.640 (2)	-1.673	0.958 <sup>a</sup>	-0.319 (7)
Almanya	-1.729 (2)	-1.718	0.829 <sup>a</sup>	0.002 (7)
İtalya	-1.586 (2)	-1.633	1.077 <sup>a</sup>	-0.523 (7)
Japonya	-1.432 (5)	-1.931	2.570 <sup>a</sup>	0.398 (7)
İngiltere	-2.733 <sup>c</sup> (2)	-2.754 <sup>c</sup>	0.419 <sup>c</sup>	-0.281 (7)

**Not:** LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -3.63, -3.06 ve -2.77'dir. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.13'te reel döviz kuru serisine Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulanırken tahmin edilen modele dahil edilen gecikme sayısı Akaike bilgi kriterleri (AIC), Lagrange Çarpanları (LM) testi yardımıyla belirlenmiştir. Tablo 5.13'te reel döviz kuru serilerine uygulanan ADF testleri sonucunda tüm ülkeler için reel döviz kuru serilerinin (İngiltere için %5 düzeyine göre) durağan-dışı olduğu gözlenmektedir. Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleri için gecikme uzunluğu  $0.75T^{1/3} \cong 4$  olarak alınmıştır. Tablo 5.13 incelendiğinde PP ve KPSS birim kök testleri tüm reel döviz kuru serilerinin (İngiltere için %10 düzeyine göre) durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla PP ve KPSS birim kök testleri ADF testini destekler sonuçlar ortaya koymaktadır.

Tablo 5.13'te dördüncü olarak Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen LM birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir. LM testi sonucu da ADF, PP ve KPSS testlerini destekleyerek tüm reel döviz kuru serilerinin % 1 veya % 5 düzeyine göre durağan-dışı olduğunu göstermektedir. O halde her dört yapısal kırılmasız birim kök testide genel olarak reel döviz kurunun durağan-dışı olduğunu, yani her bir G7 ülkesi için de SGP'nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Yapısal kırılma dikkate alındığında durumun değişim değişmeyeceğini görmek için Tablo 5.14'de yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarına yer verilmiştir.

**Tablo 5.14: Yapısal Kırılmalı Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları**

Ülkeler	KPSS	m	TB1-TB2-TB3-TB4-TB5	% 10	% 5	LM (k)	TB1-TB2
Kanada	0.023	4	93:7,98:4,03:4,06:4	0.112	0.122	-71.01 <sup>a</sup> (8)	92:5-92:12
Fransa	0.062	4	97:1,00:1,03:1,06:6	0.291	0.311	-71.02 <sup>a</sup> (8)	92:6-93:1
Almanya	0.035	5	91:12,97:1,00:1,03:1,06:6	0.308	0.346	-70.39 <sup>a</sup> (8)	91:3-91:10
İtalya	0.043	5	92:12,97:1,00:1,03:1,06:6	0.310	0.331	-71.07 <sup>a</sup> (8)	91:4-91:11
Japonya	0.032	4	93:3,96:5,00:12,05:8	0.414	0.451	-10.95 <sup>a</sup> (8)	91:6-92:1
İngiltere	0.033	3	92:10,00:4,03:9	0.082	0.096	-71.00 <sup>a</sup> (8)	91:6-92:1

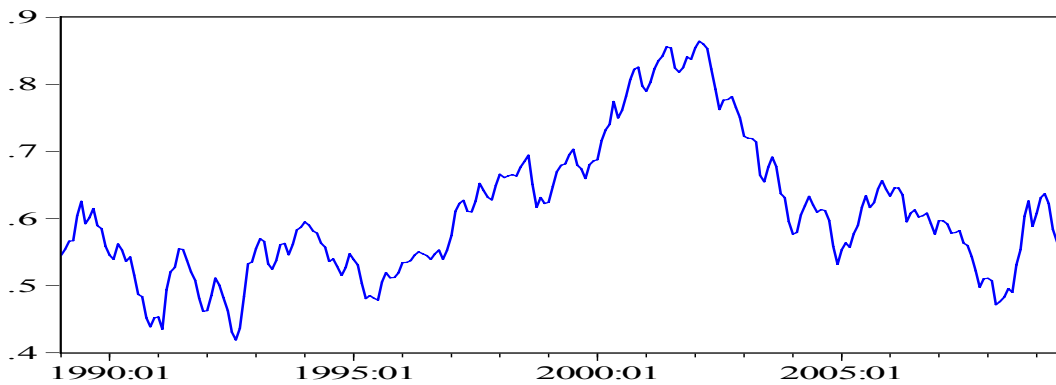
**Not:** Carrion-i Silvestre vd. testleri için kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap olarak hesaplanmıştır. LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -3.63, -3.06 ve -2.77'dir. Tek kırılmalı LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -4.339, -3.566 ve -3.211'dir. İki kırılmalı LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeylerinde kritik değerler sırasıyla -4.545, -3.842 ve -3.504'dür. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.14'de ilk olarak Carrion-i Silvestre vd. (2005) sınaması sonuçlarına yer verilmektedir. Carrion-i Silvestre vd. (2005), Bai ve Perron (1998) sürecini temel aldığından her birim için kırılma sayısı belirlenirken alternatif yaklaşımlar kullanılabilir. Bu yaklaşımlar, SupF, Dmax, SupF( $\square+1\square1$ ), BIC ve LWZ'dir. Burada altı değerlendirme kriteri de birlikte dikkate alınmıştır. Ancak kriterlerin farklı kırılma sayısı göstermesi durumunda SupF( $\square+1\square1$ ) olarak bilinen ardışık F değeri temel

alınmıştır. Buna göre reel döviz kuru serilerinde en az üç en çok beş kırılmanın anlamlı olduğu bulunmuştur. Tablo 5.14’de hesaplanan KPSS testleri tüm ülkeler için sıfır hipotezi red edememektedir. Yani Carrion-i Silvestre vd. (2005) testine göre yapısal kırılma dikkate alındığında her bir ülke için SGP’nin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 5.14’de ikinci olarak Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı LM birim kök testi sonuçlarına yer verilmektedir. Uygulanan LM birim kök testi sonuçları incelendiğinde tüm ülkeler için de iki kırılmanın anlamlı olduğu görülmektedir. Sonuçta LM testi, tüm ülkeler için sıfır hipotezini oldukça güçlü bir şekilde red etmektedir. Yani LM testi de Carrion-i Silvestre vd. (2005) testi ile benzer sonuçlar üreterek her bir ülke için SGP’nin geçerli olduğu sonucunu desteklemektedir.

Bu durumun panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini görmek için panel birim kök sınamalarının yapılması gerekmektedir. Panel veriler için de önce yapısal kırılmasız sonra yapısal kırılmalı durumlar dikkate alınmaktadır. Böylece hem uygulamanın sonuçları daha güçlü olacak hem de sonuçları karşılaştırmak mümkün olacaktır. Öncelikle G7 ülkeleri için Denklem (5.7)’den hesaplanan reel döviz kuru serisinin paneldeki ortalaması alınarak oluşturulmuş grafiği Şekil 5.2’de verilmektedir.



**Şekil 5.2: 1989-2009 Dönemi İçin Ortalama Reel Döviz Kuru**

Grafiksel analiz kesin bir sonuç vermemesine karşın serinin yapısı ile ilgili genel olarak bir fikir oluşturması açısından önemlidir. Şekil 5.2 incelendiğinde reel döviz kuru



serisinin ortalamasının bir rassal yürüyüş süreci izlediği görülmektedir. Bu durum reel döviz kurunun durağan-dışı olabileceği hakkında sinyaller vermektedir. Ancak yukarıda da belirtildiği gibi grafiksel analiz ile kesin bir sonuç elde etmek oldukça güçtür.

Reel döviz kuru panelinde birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığı Tablo 5.15'te yatay kesit bağımlılığı test sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.15: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları**

Testler	Reel Döviz Kuru
CD_LM1	451.073 <sup>a</sup>
CD_LM2	79.613 <sup>a</sup>
CD_LM	8.740 <sup>a</sup>

**Not:** <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.15'ten de görüldüğü üzere her üç yatay kesit bağımlılığı testi de reel döviz kuru için sıfır hipotezini red etmektedir. Uygulamada T>N olduğundan kullanılması karar CD\_LM1 testine göre verilmelidir. Nihayetinde CD\_LM1 ve diğer iki test, reel döviz kuru serisi için yatay kesit bağımlılığının olduğunu göstermektedir. Tablo 5.16'da yapısal kırılmasız panel birim kök testleri sonuçlarını vermektedir.

**Tablo 5.16: Yapısal Kırılmasız Panel Birim Kök Testleri Sonuçları**

Panel Birim Kök Testleri	Reel Döviz Kuru	Karar
LLC	-0.065	(Ortak) Durağan-dışı
Breitung	-0.704	(Ortak) Durağan-dışı
IPS: t_bar & W_bar	-1.854 & -0.959	(Bireysel) Durağan-dışı
Fisher-ADF: MW & Choi Z	12.385 & -0.620	(Bireysel) Durağan-dışı
Fisher-PP: MW & Choi Z	13.701 & -0.903	(Bireysel) Durağan-dışı
Hadri: Homojen & Heterojen	18.767 <sup>a</sup> & 16.884 <sup>a</sup>	(Ortak) Durağan-dışı
Pesaran: IPS & Choi Z & MW (p)	-2.025 & -0.638 & 0.262	(Bireysel) Durağan-dışı
Panel LM	7.488	(Bireysel) Durağan-dışı

**Not:** Kırılmasız Panel LM birim kök testi için %1, %5 ve %10 düzeyinde kritik değerler sırasıyla -2.326, -1.645 ve -1.282'dir. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.16'da sekiz panel birim kök testi uygulanarak sonuçlar verilmiştir. LLC, Breitung ve Hadri testleri ortak birim kök veya durağanlığı araştırırken, diğerleri

paneldeki birimlerin bireysel olarak durağan veya durağan-dışı olabilmesine izin vermektedir. Tablo 5.16'daki homojen ve heterojen sekiz birim kök testide reel döviz kuru serisinin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla panel birim kök testlerine göre G7 ülkelerinde SGP geçerli değildir.

Reel döviz kuru serisine uygulanan yapısal kırılmalı panel birim kök testleri sonuçları Tablo 5.17'de verilmektedir. Tablo 5.17'de ilk olarak Carrion-i Silvestre vd. (2005)'in çoklu kırılmaya göre hesapladığı homojen ve heterojen PANKPSS sınaması sonuçları verilmektedir. Hem homojen hem de heterojen durum için sıfır hipotezi red edilememektedir. Yani PANKPSS sınaması reel döviz kuru serisinin yapısal kırılma dikkate alındıktan sonra durağanlaştığını göstermektedir.

**Tablo 5.17: Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Sonuçları**

Panel Birim Kök Testleri	Sektörel İşsizlik Oranı	% 10	% 5
PANKPSS: Homojen	0.149	23.016	24.426
PANKPSS: Heterojen	0.364	25.230	26.601
Panel LM	-250.337 <sup>a</sup>	-1.282	-1.645

**Not:** PANKPSS için verilen kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap kritik değerlerdir. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.17'de ikinci olarak Im, Lee ve Tieslau (2005) Panel LM sınaması sonuçlarına yer verilmektedir. Panel LM, yapısal kırılma dikkate alındıktan sonra oldukça güçlü bir şekilde sıfır hipotezini red etmektedir. Yani reel döviz kurunun durağanlaştığını göstermektedir. Dolayısıyla yapısal kırılmalı PANKPSS ve Panel LM testleri G7 ülkeleri için SGP'nin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Burada PANKPSS testinin 6 ülke için de ikiden fazla kırılmayı anlamlı bulduğunu vurgulamakta fayda vardır.

Uygulamanın ikinci kısmında ise G7 ülkeleri için SGP'nin geçerliliği alternatif bir yaklaşım olan eştümleşme sınaması ile araştırılmaktadır. Test edilecek model

$$\ln(E_{it}) = \mu_i + \beta \ln\left(\frac{P_{it}^f}{P_{it}^d}\right) + \varepsilon_{it} \quad (5.8)$$

şeklinde yazılabilir. Değişkenler logaritmik olarak ölçüldüğünden modeli farklı bir gösterimle yazmak mümkündür.

$$E_{it} = \mu_i + \beta(P_{it}^f - P_{it}^d) + \varepsilon_{it} \quad (5.9)$$

Bu gösterim satınalma gücü paritesinin zayıf tanımı olarak bilinmektedir. Burada yurtiçi ve yurtdışı fiyatların etkisini gösteren  $\beta$  parametresinin birim değerden farklı olmasına izin verilmektedir<sup>22</sup>.

Döviz kuru ve enflasyon oranı değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştırmadan önce her iki serinin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu nedenle öncelikle pür zaman serisi birim kök testleri sonuçları Tablo 5.18’de verilmektedir.

**Tablo 5.18: Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları**

Ülkeler	Nominal Döviz Kuru-Düzye (Birinci Farkı)			Enflasyon Oranı-Düzye (Birinci Farkı)		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Kanada	-1.142 (-5.734 <sup>a</sup> )	-1.186 (-11.32 <sup>a</sup> )	1.077 <sup>a</sup> (0.263)	-0.801 (-5.943 <sup>a</sup> )	-0.710 (-15.90 <sup>a</sup> )	4.554 <sup>a</sup> (0.066)
Fransa	-1.619 (-11.20 <sup>a</sup> )	-1.624 (-11.06 <sup>a</sup> )	0.746 <sup>a</sup> (0.095)	-0.850 (-14.52 <sup>a</sup> )	-1.021 (-14.47 <sup>a</sup> )	4.947 <sup>a</sup> (0.054)
Almanya	-1.652 (-11.09 <sup>a</sup> )	-1.630 (-10.92 <sup>a</sup> )	0.681 <sup>b</sup> (0.097)	-0.446 (-26.57 <sup>a</sup> )	-0.191 (-15.00 <sup>a</sup> )	4.554 <sup>a</sup> (0.107)
İtalya	-1.486 (-10.60 <sup>a</sup> )	-1.555 (-10.41 <sup>a</sup> )	1.369 <sup>a</sup> (0.190)	-2.677 <sup>c</sup> (-19.78 <sup>a</sup> )	-2.850 <sup>c</sup> (-10.92 <sup>a</sup> )	2.248 <sup>a</sup> (0.022)
Japonya	-1.784 (-11.63 <sup>a</sup> )	-2.049 (-11.61 <sup>a</sup> )	0.989 <sup>a</sup> (0.053)	0.486 (-13.00 <sup>a</sup> )	0.976 (-12.79 <sup>a</sup> )	4.971 <sup>a</sup> (0.224)
İngiltere	-2.254 (-6.961 <sup>a</sup> )	-2.592 <sup>c</sup> (-10.86 <sup>a</sup> )	0.820 <sup>a</sup> (0.049)	-1.131 (-26.08 <sup>a</sup> )	-0.509 (-15.42 <sup>a</sup> )	3.985 <sup>a</sup> (0.341)

**Not:** <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

<sup>22</sup> Eryiğit, Kadir Y., “Döviz Kuru Davranışları Alternatif Modeller: Türkiye Örneği”, *Yayınlanmamış Doktora Tezi*, Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2008, s. 63.

Tablo 5.18’de uygulanan ADF, PP ve KPSS birim kök sınamaları, tüm ülkeler için döviz kuru serisinin (İngiltere’nin %5 düzeyinde) durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Her üç birim kök sınamasına göre, tüm ülkeler için enflasyon oranı da durağan-dışıdır. Sadece ADF ve PP sınamaları İtalya için durağan-dışılığın %5 düzeyinde geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla genel olarak ADF, PP ve KPSS birim kök testlerine göre hem döviz kuru hem de enflasyon oranı serilerinin I(1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Döviz kuru ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulanan Johansen (1995) ve Banerjee-Carrion-i Silvestre (2006) eştümleşme sonuçları Tablo 5.19’da verilmektedir.

**Tablo 5.19: Yapısal Kırılmasız Eştümleşme Testleri Sonuçları**

Ülkeler	Hipotezler	İz	Prob.	Max	Prob.	Banerjee-Carrion-i Silvestre
Kanada	$H_0: r=0$	8.2641	0.8023	6.4285	0.7385	0.352
	$H_0: r \leq 1$	1.8356	0.8102	1.8356	0.8102	
Fransa	$H_0: r=0$	19.088 <sup>c</sup>	0.0719	15.786 <sup>c</sup>	0.0519	0.410
	$H_0: r \leq 1$	3.3022	0.5258	3.3022	0.5258	
Almanya	$H_0: r=0$	9.4111	0.6973	6.9802	0.6719	0.468
	$H_0: r \leq 1$	2.4308	0.6913	2.4308	0.6913	
İtalya	$H_0: r=0$	16.437	0.1549	12.4037	0.1638	0.045
	$H_0: r \leq 1$	4.0335	0.4072	4.0335	0.4072	
Japonya	$H_0: r=0$	51.402 <sup>a</sup>	0.0000	44.349 <sup>a</sup>	0.0000	-0.121
	$H_0: r \leq 1$	7.0524	0.1237	7.0524	0.1237	
İngiltere	$H_0: r=0$	13.0081	0.3632	12.305	0.1690	-0.358
	$H_0: r \leq 1$	0.7034	0.9824	0.7034	0.9824	

**Not:** Johansen sınaması için verilen Prob. değerleri MacKinnon, Haug ve Michelis (1999)’a göre hesaplanmıştır. Banerjee-Carrion-i Silvestre sınaması kritik değerler %1, %5 ve %10’ göre sırasıyla -2.560, -1.985 ve -1.619’dur. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.19’da Johansen eştümleme sınaması, sadece Fransa (%10 düzeyinde) ve Japonya (%1 düzeyinde) için bir eştümleşmenin olduğunu göstermektedir. Yani Fransa ve Japonya için SGP geçerli iken, diğer ülkelerde geçerli olmadığı bulunmuştur. Banerjee-Carrion-i Silvestre sınaması ise tüm ülkeler için SGP’nin geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. Ancak yapısal kırılma dikkate alındığında sonuçların değişip değişmediğini bulmak amacıyla Tablo 5.20’de yapısal kırılmalı eştümleme analizi sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.20: Yapısal Kırılmalı Eştümleme Sonuçları**

Ülkeler	Model 1	Model 2	Model 3
Kanada	-4.099 <sup>a</sup>	-3.787 <sup>a</sup>	-3.788 <sup>a</sup>
Fransa	-4.094 <sup>a</sup>	-4.064 <sup>a</sup>	-3.990 <sup>a</sup>
Almanya	-5.518 <sup>a</sup>	-5.546 <sup>a</sup>	-5.436 <sup>a</sup>
İtalya	-7.535 <sup>a</sup>	-6.690 <sup>a</sup>	-6.602 <sup>a</sup>
Japonya	-10.019 <sup>a</sup>	-9.474 <sup>a</sup>	-9.698 <sup>a</sup>
İngiltere	-7.705 <sup>a</sup>	-7.725 <sup>a</sup>	-7.074 <sup>a</sup>

**Not:** Banerjee-Carrion-i Silvestre istatistikleri için kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap olarak hesaplanmıştır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Banerjee-Carrion-i Silvestre (2006), sınaması her üç model için de eştümleşmenin olmadığı sıfır hipotezini red etmektedir. Dolayısıyla yapısal kırılma dikkate alındığında tüm ülkeler için SGP’nin geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Elde edilen bu sonuçların panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini anlamak için uygulamanın bundan sonraki kısımları panel veri analizini dikkate almaktadır. G7 ülkeleri için SGP’nin geçerliliğini yeniden ele alırken panel birim kök sınamaları ile döviz kuru ve enflasyon oranı serilerinin durağanlık yapılarının belirlenmesi gerekmektedir. Ancak uygulanan panel birim kök testlerinin geçerliliği yatay kesit bağımlılığının olup olmasına göre değişmektedir. Bu nedenle Tablo 5.21’de yatay kesit bağımlılığı test sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.21: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları**

Testler	Döviz Kuru	Enflasyon Oranı
CD_LM1	486.038 <sup>a</sup>	195.572 <sup>a</sup>
CD_LM2	85.999 <sup>a</sup>	32.968 <sup>a</sup>
CD_LM	8.616 <sup>a</sup>	10.797 <sup>a</sup>

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.21'den de görüldüğü üzere her üç yatay kesit bağımlılığı testi de hem döviz kuru hem de enflasyon oranı için sıfır hipotezini red etmektedir. Uygulamada T>N olduğundan kullanılması gereken asıl test CD\_LM1 testidir. Nihayetinde CD\_LM1 ve diğer iki test, döviz kuru ve enflasyon oranı serileri için yatay kesit bağımlılığının olduğunu göstermektedir. Tablo 5.22 ilgili seriler panel birim kök testleri sonuçlarını vermektedir.

**Tablo 5.22: Panel Birim Kök Testleri Sonuçları**

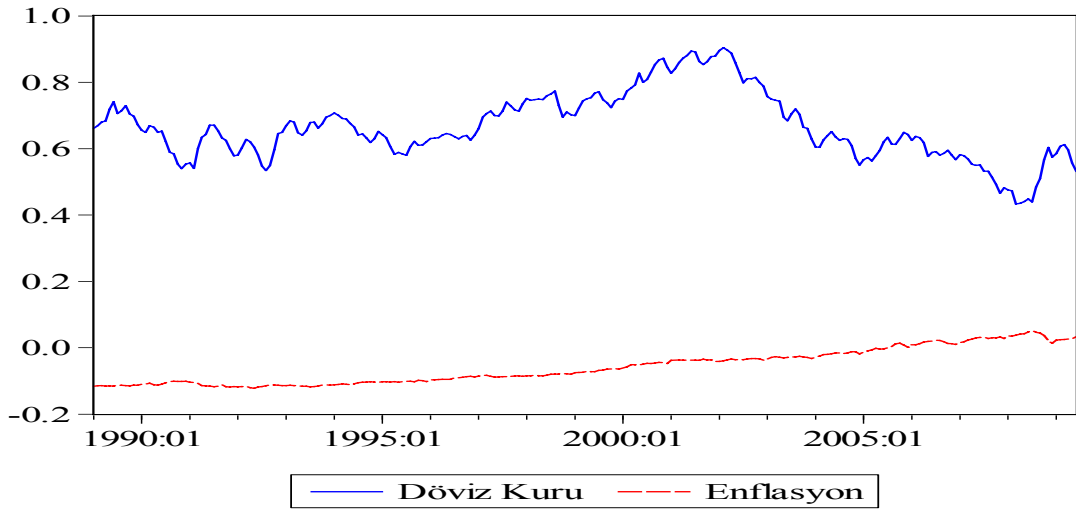
Panel Birim Kök Testleri	Döviz Kuru: Düzeyi (Birinci Farkı)	Enflasyon: Düzeyi (Birinci Farkı)
LLC	-0.309 (-28.122 <sup>a</sup> )	-0.042 (-27.709 <sup>a</sup> )
IPS: t_bar & W_bar	-1.950 & -1.197 (-11.083 <sup>a</sup> & -27.258 <sup>a</sup> )	-0.931 & 1.590 (-9.641 <sup>a</sup> & -22.768 <sup>a</sup> )
Fisher-ADF: MW & Choi Z	10.267 & -0.300 (407.49 <sup>a</sup> & -18.82 <sup>a</sup> )	6.855 & 1.774 (257.44 <sup>a</sup> & -11.39 <sup>a</sup> )
Fisher-PP: MW & Choi Z	12.519 & -0.659 (504.35 <sup>a</sup> & -21.60 <sup>a</sup> )	7.193 & 2.226 (657.62 <sup>a</sup> & 24.82 <sup>a</sup> )
Hadri: Homojen & Heterojen	13.674 <sup>a</sup> & 12.822 <sup>a</sup> (-0.921 & -0.692)	75.298 <sup>a</sup> & 66.437 <sup>a</sup> (-2.400 & -2.399)
Pesaran:IPS&Choi Z& MW(p)	-1.908 & -0.350 & 0.363 (-6.190 <sup>a</sup> & -11.975 <sup>a</sup> & 0.000 <sup>a</sup> )	-1.941 & -0.410 & 0.341 (-6.119 <sup>a</sup> & -11.781 <sup>a</sup> & 0.000 <sup>a</sup> )

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.22'de verilen sekiz panel birim kök testi de döviz kuru ve enflasyon oranı değişkenlerinin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. LLC homojen birim kök veya durağanlığı araştırılırken, IPS, Fisher ve Pesaran heterojen birim kökü araştırmaktadır. Buna ilaveten Pesaran yatay kesit bağımlılığı olması durumunda da kullanılabilir. Tablo 5.21'de döviz kuru ve enflasyon oranı için yatay kesit bağımlılığı olduğu

bulduğundan Pesaran testinin sonuçları diğer üç panel birim kök testine göre daha önemlidir. Pesaran sınaması da diğer sınamalar gibi, döviz kuru ve enflasyon oranı serilerinin durağan-dışı olduğunu belirlemektedir. Her iki değişkenin birinci farkı alındığında ise iki değişkenin de durağanlaştığı görülmektedir.

Hem döviz kuru hem de enflasyon oranı serisinin birinci mertebeden tümleşik,  $I(1)$ , olması bu iki seri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının araştırılabileceği anlamına gelmektedir. Uygulamada öncelikle yapısal kırılmasız panel eştümleşme sınamaları yapılacak, sonrasında yapısal kırılmalı durum ele alınacaktır. Ancak öncelikle uzun dönem ilişkisinin (birlikte hareketin) varlığını grafiksel olarak ele almakta yarar vardır. Şekil 5.3, G7 ülkeleri için oluşturulmuş ortalama döviz kuru ve enflasyon oranını göstermektedir.



**Şekil 5.3: 1989-2009 Dönemi İçin Ortalama Döviz Kuru ve Enflasyon Oranı**

Şekil 5.3 incelendiğinde döviz kuru 2000 yılına kadar genel olarak artma eğiliminde iken, 2000 yılından sonra eğitim tersine döndüğü görülmektedir. Enflasyon oranı ise genel olarak artma eğilimindedir. Bu durum döviz kuru ve enflasyon oranı arasında 1989-2000 yıllarında güçlü bir birliktelik sergilediklerini, ancak 2000 yılından sonra iki değişken arasındaki bu güçlü birlikteliğin azaldığı görülmektedir. Dolayısıyla Şekil 5.3 yardımıyla 1989-2009 dönemi için döviz kuru ve enflasyon oranı arasında zayıfta olsa

bir uzun dönemli ilişki olabileceğini göstermektedir. Ancak formel testler kullanılarak nihai kararın verilmesi gerekmektedir. Tablo 5.23, G7 ülkelerinde SGP'nin uzun dönemde geçerliliği için uygulanan eştümleşme sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.23: Yapısal Kırılmasız Panel Eştümleşme Sonuçları**

Eştümleşme Sınamaları	Test İstatistiği	Karar
<b>Pedroni</b>		
Panel v-istatistiği	2.012 <sup>c</sup>	Eştümleşik
Panel rho-istatistiği	-0.733	Eştümleşik değil
Panel PP-istatistiği	-0.504	Eştümleşik değil
Panel ADF-istatistiği	-1.053	Eştümleşik değil
Grup rho-istatistiği	0.206	Eştümleşik değil
Grup PP-istatistiği	0.166	Eştümleşik değil
Grup ADF-istatistiği	-0.482	Eştümleşik değil
<b>Kao</b>		
ADF	-2.644 <sup>a</sup>	Eştümleşik
<b>Larsson-Lyhagen-Löthgren</b>		
LR-bar $H_0: r=0, H_1:r>0$	30.411 <sup>a</sup>	Eştümleşik
<b>Maddala-Wu</b>		
İz $H_0: r=0, H_1:r>0$	41.73 <sup>a</sup>	Eştümleşik
$H_0: r=1, H_1:r>1$	8.458	
Max $H_0: r=0, H_1:r>0$	43.49 <sup>a</sup>	Eştümleşik
$H_0: r\leq 1, H_1:r>1$	8.458	
<b>Westerlund</b>		
Gt	-2.164	Eştümleşik değil
Ga	-9.349	Eştümleşik değil
Pt	-5.108	Eştümleşik değil
Pa	-8.189 <sup>c</sup>	Eştümleşik
Panel LM (DOLS)	60.552 <sup>a</sup>	Eştümleşik değil
Panel LM (FMOLS)	65.558 <sup>a</sup>	Eştümleşik değil
<b>Banerjee-Carrion-i Silvestre</b>		
Zt-istatistiği	6.506	Eştümleşik değil
<b>Basher-Westerlund</b>		
Panel LM	-2.162	Eştümleşik

**Not:** Westerlund (Gt, Ga, Pt ve Pa), Banerje-Carrion-i Silvestre ve Basher-Westerlund istatistikleri için kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap olarak hesaplanmıştır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.



Tablo 5.23 incelendiğinde, Pedroni panel v, Kao ADF, Larsson-Lyhagen-Löthgren LR, Maddala-Wu (İz ve Max), Westerlund Pa ve Basher-Westerlund sınamaları döviz kuru ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli ilişki olduğunu göstermektedir. Yani bu testler G7 ülkeleri için SGP'nin uzun dönemde geçerli olduğunu orta koymaktadır. Bu testler içerisinde Westerlund ve Basher-Westerlund yatay kesit bağımlılığı dikkate almaktadır.

Paneldeki birimleri homojen ve/veya heterojen olduğu varsayımını temel alan diğer testler ise eştümleşmenin geçerli olmadığını göstermektedir. Bu testler içerisinde yatay kesit bağımlılığı dikkate alan test Banerjee-Carrion-i Silvestre sınamasıdır. Dolayısıyla bu testler, G7 ülkeleri için SGP'nin uzun dönemde geçerli olmadığını ifade etmektedir. Uygulanan panel eştümleşme sınamaları ağırlıklı olarak SGP'nin geçerli olmadığı yönünde karar vermektedir. Tablo 5.23'te verilen test sonuçları genel olarak ele alındığında ve yatay kesit bağımlılığı dikkate alan testler incelendiğinde yapısal kırılmasız eştümleşme sınamalarının G7 ülkelerinde SGP'nin geçerli olduğu yönünde kanıtlar ortaya koyamadıkları görülmektedir.

Bu durumda yapısal kırılma dikkate alınarak eştümleşme sınamasının yeniden yapılmasında fayda vardır. Tablo 5.24 yapısal kırılmalı panel eştümleşme sınaması sonuçlarını vermektedir.

Tablo 5.24'de uygulanan üç yapısal kırılmalı eştümleşme sınamasının hipotezlerinin farklı kurulduğu göz önünde bulundurularak şu sonuçlara ulaşılmıştır. Westerlund ve Basher-Westerlund sınamalarında sıfır hipotezi eştümleşmenin olduğu, alternatif hipotez ise eştümleşmenin olmadığı anlamına gelmektedir. Banerjee ve Carrion-i Silvestre sınamasında ise sıfır hipotezi eştümleşmenin olmadığı anlamına gelmektedir. Buna göre Westerlund sınaması G7 ülkelerinde SGP'nin geçerli olmadığını göstermektedir. Ancak Basher-Westerlund ve Banerjee-Carrion-i Silvestre (Model 1-Model 3) sınamaları SGP'nin geçerliliği yönünde bulgular vermektedir.

Gerek Basher-Westerlund gerekse Banerjee-Carrion-i Silvestre birimler arasındaki yatay kesit bağımlılığı dikkate alan yapısal kırılmalı eştümleşme sınamaları olduğundan bu iki eştümleşme sınamasının sonuçları Westerlund sınamasına göre daha önemlidir.

**Tablo 5.24: Yapısal Kırılmalı Panel Eştümleşme Sonuçları**

Eştümleşme Sınamaları	Test İstatistiği	Karar
<b>Westerlund</b>		
Durum 4		
Panel LM (DOLS)	15.099 <sup>a</sup>	Eştümleşik değil
Panel LM (FMOLS)	22.466 <sup>a</sup>	Eştümleşik değil
Durum 5		
Panel LM (DOLS)	9.461 <sup>a</sup>	Eştümleşik değil
Panel LM (FMOLS)	12.175 <sup>a</sup>	Eştümleşik değil
<b>Banerjee-Carrion-i Silvestre</b>		
Model 1		
Zt-istatistiği	-10.092 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Zrho-istatistiği	-29.343 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Model 2		
Zt-istatistiği	-7.708 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Zrho-istatistiği	-25.650 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Model 3		
Zt-istatistiği	-5.990 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Zrho-istatistiği	-33.971 <sup>a</sup>	Eştümleşik
<b>Basher-Westerlund</b>		
Durum 3		
Panel LM	-2.162	Eştümleşik
Durum 4		
Panel LM	-2.466	Eştümleşik

**Not:** Banerjee-Carrion-i Silvestre ve Basher-Westerlund istatistikleri için kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap olarak hesaplanmıştır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Dolayısıyla hem Basher-Westerlund hem de Banerjee-Carrion-i Silvestre sınaması G7 ülkelerinde SGP'nin geçerli olduğu yönünde karar verdiği için, eştümleşik modelin yapısal kırılmayı içerecek şekilde tahmin edilmesi gerekmektedir. Tablo 5.25 eştümleşik model sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.25: Eştümleşik Model Tahmin Sonuçları**

Ülkeler	YAPISAL KIRILMASIZ				YAPISAL KIRILMALI			
	OLS	DOLS	FMOLS	DSUR	OLS	DOLS	FMOLS	DSUR
Kanada	0.143 (0.194)	0.131 (1.931)	0.140 (0.467)	-0.117 (1.006)	3.807 (0.456)	4.621 (4.416)	4.330 (1.078)	2.546 (1.656)
Fransa	-0.417 (0.145)	-0.334 (1.391)	-0.420 (0.347)	-0.207 (0.267)	0.179 (0.651)	1.528 (6.483)	0.550 (1.571)	-0.123 (0.681)
Almanya	-0.600 (0.169)	-0.506 (1.358)	-0.590 (0.401)	-0.110 (0.297)	-1.562 (0.450)	-1.523 (3.759)	-1.550 (1.069)	0.029 (0.467)
İtalya	-3.503 (0.219)	-3.972 (1.757)	-3.640 (0.522)	-3.070 (0.541)	-3.720 (0.250)	-4.060 (1.877)	-3.810 (0.589)	-3.036 (0.603)
Japonya	-0.324 (0.049)	-0.272 (0.379)	-0.310 (0.115)	-0.268 (0.182)	0.018 (0.113)	0.098 (0.850)	0.050 (0.278)	-0.025 (0.428)
İngiltere	-1.007 (0.130)	-1.071 (1.103)	-1.010 (0.302)	-0.878 (0.331)	-1.942 (0.227)	-2.085 (2.319)	-1.960 (0.530)	-1.678 (0.735)
<b>Panel</b>	-0.497	-0.447	-0.970	-0.507	-0.606	-0.522	-0.400	-0.484
$H_0 : \beta = 0$	-10.804 <sup>a</sup>	-1.322 <sup>c</sup>	-6.299 <sup>a</sup>	-3.812 <sup>a</sup>	-10.821 <sup>a</sup>	-1.206	-2.899 <sup>a</sup>	-2.881 <sup>a</sup>
$H_0 : \beta = 1$	-32.543 <sup>a</sup>	-4.281 <sup>a</sup>	-12.792 <sup>a</sup>	-11.331 <sup>a</sup>	-28.679 <sup>a</sup>	-3.515 <sup>a</sup>	-10.145 <sup>a</sup>	-8.833 <sup>a</sup>
<b>Homojenlik Testi:</b>	28.239 <sup>a</sup>				32.137 <sup>a</sup>			

**Not:** Parantez içerisindeki değerler standart hatalardır. Panel değerleri için verilen değerler t-istatistikleridir. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Eştümleşik model tahmin edilirken öncelikle yapısal kırılmasız durum için daha sonra ise yapısal kırılmalı durum için tahmin edilmiştir. Tablo 5.25 incelendiğinde homojenlik testi sonucunun hem yapısal kırılmasız (28.239) hem de yapısal kırılmalı (32.137) durum için %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle her iki durumda da paneldeki birimlerin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durumda eştümleşik modeli pooled olarak tahmin etmek doğru olmayacaktır.

Tablo 5.25'te eştümleşik model, OLS, DOLS, FMOLS ve DSUR tahmincileri ile tahmin edildiğinde her dört tahminci için de negatif bulunmuştur. Ayrıca tahmin edilen panel değerler karşılaştırıldığında -0.447 ile -0.507 arasında yakın değerler almaktadır. Ancak sadece FMOLS parametresi diğer tahmincilerden farklı sonuç üreterek -0.970 değeri almıştır.

Her dört tahminci için de, panel için hesaplanan değerlerin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olup olmadığını belirlemek için uygulanan testte, test istatistiğinin değerleri % 1 (DOLS için %10) düzeyinde sıfır hipotezini red etmektedir. Diğer bir ifadeyle tahmin edilen panel değerlerinin sıfırdan farklı olan anlamlı değerler olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fakat panel değerlerinin bire eşit olduğu sıfır hipotezi için hesaplanan değerlerin tamamı istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyine göre anlamlı bulunmuştur. Yani sıfır hipotezi red edildiğinden panel değerlerin birim değere eşit olmadığı anlamına gelmektedir. Bu iki test istatistiğinden ilkinin anlamlı bulunması, G7 ülkeleri için SGP'nin geçerli olduğu, ikincinin de anlamlı olması SGP'nin güçlü formda değil, zayıf formda geçerli olduğunun belirlenmesini sağlamaktadır. Yapısal kırılmalı durum için de benzer sonuçlar elde edilmiştir.

Sonuç olarak üçüncü uygulamada, G7 ülkeleri için satınalma gücü (SGP) paritesinin geçerliliği hem pür zaman serisi hemde panel veriler çerçevesinde ele alınmaktadır. SGP'nin geçerliliği için literatürde kullanılan yaklaşımlardan biri birim kök sınaması yaklaşımıdır. Bu nedenle üçüncü uygulamanın ilk kısmında yapısal kırılmayı dikkate almayan pür zaman serisi için ADF, PP, KPSS ve LM sınamaları ve panel veri için; LLC, Breitung, IPS, Maddala-Wu, Hadri, Pesaran ve LM birim kök testleri SGP serisinin durağan-dışı olduğunu göstermiştir. Yani yapısal kırılmasız panel birim kök testleri G7 ülkeleri için SGP'nin geçerli olmadığını göstermiştir. Bunun üzerine yapısal kırılmayı dikkate alan PANKPSS ve Panel LM testleri uygulanmış ve testler sonucunda hem pür zaman serisi hem de panel veri için SGP'nin geçerli olduğunu sonucuna ulaşılmıştır.

SGP'nin geçerliliği için literatürde kullanılan ikinci yaklaşım eştümleşme yaklaşımıdır. Uygulamada yine öncelikle yapısal kırılmayı dikkate almayan; pür zaman serisi için Johansen ve Banerjee-Carrion-i Silvestre (yapısal kırılmasız versiyonu), panel veri için; Pedroni, Kao, Larsson-Lyhagen-Löthgren, Maddala-Wu, Westerlund, Westerlund (yapısal kırılmasız versiyonu) ve Banerjee-Carrion-i Silvestre (yapısal kırılmasız versiyonu) eştümleşme sınamaları kullanılmıştır. Uygulanan yapısal kırılmasız eştümleşme analizleri hem pür zaman serisi hem de panel veriler için ağırlıklı olarak döviz kuru ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermektedir. O halde ilgili dönem için G7 ülkelerinde reel döviz kurundan

sapmaların kalıcı olduđu ve döviz kurunun fiyat farklılığını ortadan kaldıracak şekilde gerçekleşmediđi söylenebilir. Son olarak pür zaman serisi için yapısal kırılmalı Banerjee-Carrion-i Silvestre ve panel veri için yapısal kırılmalı Westerlund, Banerjee-Carrion-i Silvestre ve Basher-Westerlund eştümleşme sınamaları dikkate alınarak SGP'nin geçerli olup olmadığı bir kez daha sınanmıştır. Nihayetinde yine hem pür zaman serisi hem de panel veriler çerçevesinde yapısal kırılma dikkate alındığında G7 ülkelerinde SGP'nin geçerli olduđu yönünde bulgular elde edilmiştir. Tahmin edilen eştümleşik model tahminleri sonucunda G7 ülkeleri için SGP'nin zayıf formda geçerli olduđu ortaya koymaktadır.

#### **IV. 22 OECD ÜLKESİ İÇİN FISHER ETKİSİ TESTİ**

##### **A. GİRİŞ**

Bir ülkede enflasyon ile faiz oranları arasında ilişki olup olmadığı uzun yıllardır üzerinde çalışılan alanlardan birisidir. İlk defa Fisher (1930) tarafından ortaya atılan bu ilişki, herhangi bir dönemde nominal faiz oranlarının, reel faiz ve beklenen enflasyon oranının toplamına eşit olduğunu ima etmektedir. Diğer bir ifadeyle nominal faiz oranları enflasyon ile birlikte hareket etmekte, ancak reel faizler değişmemektedir. Eğer faiz oranları ile enflasyon arasında bu türlü bir ilişki varsa, Fisher etkisinin geçerli olduđu anlamına gelmektedir.

Fiyat artışlarının etkisi göz önünde bulundurulduğunda, faizler nominal ve reel olmak üzere ikiye ayrılır. Uygulamada kullanılan faiz tanımı nominal faiz olduğundan enflasyon etkisi de bulunmaktadır. Nominal faizlerin enflasyondan arındırılması ile reel faizler elde edilir. Bulunan reel faiz ise yatırımcının elde ettiđi gerçek geliri göstermektedir.

Fisher etkisine göre, nominal faiz oranı ( $i$ ), reel faiz oranı ( $r^*$ ) ve beklenen (veya gerçekleşen) enflasyon oranı ( $\pi$ ) toplamına eşittir. Diğer bir ifadeyle Fisher etkisini matematiksel olarak şu şekilde göstermek mümkündür.

$$i = r^* + \pi \quad (5.10)$$

Bu denklem, her ülke için kendi faiz ve enflasyon oranı şeklinde ele alınabilir. Dolayısıyla yalnızca bir ülke için bu eşitlikten bahsediliyorsa, buna yurtiçi Fisher etkisi denilmektedir. Ancak ülkelerin dışa açık olduğu bütünleştirilmiş bir mali piyasanın bulunduğu durumlarda da Fisher etkisi kullanılabilir. Buna da genelleştirilmiş Fisher etkisi denir. Genelleştirilmiş Fisher etkisine göre iki ülke arasındaki nominal faiz oranları farkı, bu ülkelerin beklenen faiz oranları farkına eşittir.

$$i_A - i_B = \pi_A - \pi_B \quad (5.11)$$

Denklemden, A ve B iki farklı ülkeyi,  $i$ 'ler nominal faiz oranlarını,  $\pi$ 'ler de enflasyon oranlarını ifade eder. Sonuç olarak, Fisher etkisinin genelleştirilmiş şekline göre enflasyon oranları yüksek ülkelerde faiz oranları, bu fark dolayında olacaktır. Yani yüksek enflasyonlu ülkelerde faiz oranları da yüksek olacaktır<sup>23</sup>. Ters olarak, düşük enflasyonlu ülkelerde de faiz oranları yine bu fark civarında olacaktır. Yani düşük enflasyonlu ülkelerde faiz oranları da düşük olacaktır.

Genelleştirilmiş Fisher teorisini sağlayan mekanizma olarak yine arbitrajı göstermek mümkündür. Bir ülkenin para piyasasında yatırımdan elde edilebilecek reel faiz getirisi diğerlerinden daha yüksekse, kısa süreli mali fonlar, düşük reel faizli olanlardan yüksek faizli olan ülkeye doğru akar. Hükümet müdahalesi ve öteki kısıtlamaların göz ardı edilmesi durumunda, söz konusu arbitraj faaliyeti ülkeler arasında reel faizler eşitleninceye kadar sürer. Reel faizlerin ülkeler arasında eşitlenmesi sonrasında, veya dengeye ulaşıldığında iki ülke arasındaki nominal faiz oranlarının farkı, beklenen enflasyon oranlarındaki farka eşit olacaktır.

Ülkeler arasındaki nominal faiz oranı farklılıkları bu ülkelerin döviz kurlarını nasıl etkilediği sorusu uluslararası Fisher etkisi çerçevesinde ele alınmaktadır. Uluslararası Fisher etkisine göre, ilgili ülkelerde nominal faiz oranları arasındaki farklar

---

<sup>23</sup> Lungu, Laurian, "Is There Evidence of the Fisher Effect?", *Discussion Paper*, 1998, pp. 1-38.

ülkelerin döviz kurlarında beklenen değişmelerine eşittir. Eğer bu durum geçerli değilse ülkelerarası sermaye hareketi meydana gelecektir. Diğer bir ifadeyle

$$i_A - i_B = \frac{E(S) - S}{S} \quad (5.12)$$

olacaktır. Eşitliğin sol yanı nominal faiz oranları farkını, sağ yanı ise döviz kurunda beklenen değişmeyi ifade eder. Formülden de anlaşılacağı gibi, uluslararası Fisher etkisi, satınalma gücü paritesi teorisi ile genelleştirilmiş Fisher etkisinden birlikte elde edilen bir sonuçtur. Çünkü, döviz, beklenen enflasyon oranları farkı, nispi SGP'ye göre döviz kurunda beklenen değişmeye, genelleştirilmiş Fisher etkisine göre de nominal faiz oranları farkına eşittir.

Dolayısıyla nispi nominal faiz oranı yüksek ülkelerde, ulusal paranın değer kaybettiği, nominal faiz oranları düşük olanlarda ise ulusal paraların değer kazandığı sonucu ortaya çıkmaktadır.

## **B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ**

Crowder ve Hoffman (1996), 1952-1991 çeyrek yıllık verileri kullanarak ABD için Fisher etkisinin geçerliliğini sınıamışlardır. Johansen (1988) yaklaşımını kullandıkları çalışmalarında Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır. Crowder ve Sonora (2002), ABD'deki şehirlere ilişkin verileri kullanarak Fisher etkisinin geçerliliğini panel eştümleme analizi ile test etmişlerdir. Gerek pür zaman serisi gerekse panel veri yaklaşımları ile Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Ghazali ve Ramlee (2003), G7 ülkelerinde Fisher etkisinin geçerliliğini standart ve parçalı eştümleme analizi ile Fisher etkisini test etmişlerdir. 1974:1-1996:6 dönemini kullandıkları çalışmalarında G7 ülkeleri için Fisher etkisinin geçerli olmadığını bulmuşlardır. Crowder (2003), 9 gelişmiş ülke verisini kullanarak 1960:1-2000:12 aylık dönemi için Fisher etkisini test etmiştir. Panel eştümleme yaklaşımını kullandığı çalışmasında bu 9 ülke için tam Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuştur.

Granville ve Mallick (2004), 1900-2000 dönemi verilerini kullanarak İngiltere için Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Westerlund (2005, 2006), sırasıyla 14 ve 20 OECD ülkesi için Fisher etkisini panel eştümleme analizi ile sınımıştır. Her iki çalışmada da OECD ülkeleri için Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuştur.

Mitchell-Innes, Aziakpono ve Faure, (2007), enflasyon hedeflemesinin olduğu 2004:4-2005:7 aylık dönemi için Güney Afrika'da Fisher etkisinin geçerliliğini sınımıştır. Sonuçta Güney Afrika için kısa dönem Fisher etkisinin geçerli olmadığı, ancak uzun dönemde zayıf formda Fisher etkisinin geçerli olduğu yönündedir.

Berument ve Jelassi (2002), 26 ülke verisini kullanarak Fisher etkisini sınımışlardır. Ülkelerin 16'sı için bire birlik ilişkiyi yansıtan tam (güçlü) Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Şimşek ve Kadılar (2006), 1987-2004 dönemi için Türkiye'de Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını test etmişlerdir. ARDL eştümleme yaklaşımını kullandıkları çalışmalarında Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Kasman, Kasman ve Turgutlu (2006), gelişmiş ve gelişmekte olan 33 ülke verisini alarak standart ve parçalı eştümleme analizi ile Fisher etkisini test etmişlerdir. Standart eştümleme analizi ile Fisher hipotezinin geçerliliği yönünde güçlü kanıtlar sunmazken, parçalı eştümleme Fisher etkisinin geçerliliği yönünde daha güçlü kanıtlar ortaya koymuştur.

Berument, Ceylan ve Olgun (2007), G7 ve gelişmekte olan 45 ülke verilerini kullanarak Fisher etkisini sınımışlardır. Sonuçta, G7 ve 23 ülkede Fisher etkisinin geçeli olduğunu bulmuşlardır.

Gül ve Açıkalın (2008), 1990:1-2003:12 aylık dönemi için Türkiye'de Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını araştırmışlardır. Johansen eştümleme sınaması ile Türkiye'de Fisher etkisinin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

### **C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR**

Fisher etkisini test etmek için uygulamada kullanılan veriler OECD sitesinden alınmıştır. Enflasyon oranı (CPI), 2005=100 baz olarak alınmış tüketici fiyat indeksinin



logaritmasını göstermektedir. Faiz oranı için ise Hazine bonosu faiz oranı (Treasury Bill Rate, TB) verilerinin logaritmasıdır. Uygulamada; 22 OECD ülkesine ait veriler 1992:1-2009:7 aylık dönemini kapsamaktadır. Uygulamada Fisher denklemi şu şekilde ele alınmaktadır.

$$i_{it} = \mu_i + \beta\pi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.13)$$

Burada  $i$ 'inci birimin  $t$ -zamanındaki faiz oranı  $i_{it}$ , enflasyon oranı  $\pi_{it}$ , birim özel etkisi  $\mu_i$  ve  $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir. Fisher etkisinin güçlü bir şekilde geçerli olması  $\beta = 1$  olması ile mümkündür. Bu durum faiz oranları ile enflasyon oranı arasında bire birlik ilişkisinin olduğunu gösterir. Ancak özellikle faiz oranı politika değişimlerinden etkilenmektedir<sup>24</sup>. Bu nedenle güçlü Fisher etkisinin bulunması zorlaşmaktadır. Uygulamada da faiz ve enflasyon oranı arasında anlamlı bir ilişki bulunması yeterli kabul edilerek zayıf Fisher etkisi sınanmış olacaktır.

22 OECD ülkesi için Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını ortaya koymak için uygulamada önce pür zaman serisi çerçevesinde birim kök sınamaları uygulanmıştır. Daha sonra ise panel birim kök sınamalarına yer verilmiştir. Faiz ve enflasyon oranı değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştırmadan önce her iki serinin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu nedenle öncelikle pür zaman serisi birim kök testleri sonuçları Tablo 5.26'da verilmektedir.

Tablo 5.26'da faiz oranı ve enflasyon oranı için uygulanan birim kök testleri sonucunda, gerek faiz oranı gerekse enflasyon oranının genel olarak tüm ülkeler için durağan-dışı olduğu bulunmuştur. Sadece ADF testine göre Polonya'nın enflasyon oranı %5 düzeyinde durağan bulunmuştur. Dolayısıyla ADF ve KPSS birim kök testlerinin genel olarak hem faiz oranı hem de enflasyon oranı serilerinin I(1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

<sup>24</sup> Granville, Brigitte - Mallick, Sushanta, "Fisher Hypothesis: UK Evidence Over A Century", *Applied Economics Letters*, 11, 2004, pp. 87-90.

**Tablo 5.26: Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları**

Ülkeler	Faiz Oranı-Düzyey (Birinci Farkı)		Enflasyon Oranı-Düzyey (Birinci Farkı)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
Avusturya	-0.890 (-5.643 <sup>a</sup> )	1.915 <sup>a</sup> (0.163)	0.510 (-15.246 <sup>a</sup> )	4.197 <sup>a</sup> (0.019)
Belçika	-0.824 (-7.646 <sup>a</sup> )	1.977 <sup>a</sup> (0.149)	1.614 (-9.899 <sup>a</sup> )	4.264 <sup>a</sup> (0.022)
Kanada	0.537 (-6.034 <sup>a</sup> )	1.894 <sup>a</sup> (0.312)	2.151 (-7.327 <sup>a</sup> )	4.301 <sup>a</sup> (0.011)
Danimarka	-1.236 (-10.151 <sup>a</sup> )	2.263 <sup>a</sup> (0.095)	0.923 (17.542 <sup>a</sup> )	4.341 <sup>a</sup> (0.021)
Finlandiya	-0.975 (-6.720 <sup>a</sup> )	2.062 <sup>a</sup> (0.144)	1.122 (-5.595 <sup>a</sup> )	4.260 <sup>a</sup> (0.016)
Fransa	-0.751 (-8.195 <sup>a</sup> )	2.280 <sup>a</sup> (0.135)	1.285 (-11.198 <sup>a</sup> )	4.244 <sup>a</sup> (0.018)
Almanya	-0.831 (-5.820 <sup>a</sup> )	1.895 <sup>a</sup> (0.163)	0.374 (-12.420 <sup>a</sup> )	4.087 <sup>a</sup> (0.026)
Macaristan	-1.765 (-12.108 <sup>a</sup> )	3.400 <sup>a</sup> (0.110)	-2.207 (-7.732 <sup>a</sup> )	4.018 <sup>a</sup> (0.028)
İzlanda	-2.089 (-10.031 <sup>a</sup> )	1.196 <sup>a</sup> (0.128)	2.777 (-4.986 <sup>a</sup> )	4.210 <sup>a</sup> (0.013)
İrlanda	-2.028 (-18.040 <sup>a</sup> )	2.625 <sup>a</sup> (0.076)	1.483 (-4.398 <sup>a</sup> )	4.271 <sup>a</sup> (0.021)
İtalya	-0.282 (-7.172 <sup>a</sup> )	3.147 <sup>a</sup> (0.126)	-0.187 (-4.014 <sup>a</sup> )	4.189 <sup>a</sup> (0.092)
Kore	-1.160 (-8.242 <sup>a</sup> )	3.646 <sup>a</sup> (0.049)	-1.687 (-9.777 <sup>a</sup> )	4.236 <sup>a</sup> (0.037)
Hollanda	-0.902 (-6.126 <sup>a</sup> )	1.737 <sup>a</sup> (0.165)	-0.102 (-5.868 <sup>a</sup> )	4.324 <sup>a</sup> (0.015)
Norveç	-1.466 (-9.141 <sup>a</sup> )	1.383 <sup>a</sup> (0.093)	-0.579 (-10.296 <sup>a</sup> )	4.329 <sup>a</sup> (0.017)
Polonya	-1.095 (-6.819 <sup>a</sup> )	4.063 <sup>a</sup> (0.080)	-3.208 <sup>b</sup> (-5.528 <sup>a</sup> )	3.564 <sup>a</sup> (0.085)
Portekiz	-0.698 (-6.323 <sup>a</sup> )	3.156 <sup>a</sup> (0.131)	-0.883 (-13.857 <sup>a</sup> )	4.185 <sup>a</sup> (0.038)
İspanya	-0.347 (-6.207 <sup>a</sup> )	3.037 <sup>a</sup> (0.129)	0.302 (-7.700 <sup>a</sup> )	4.239 <sup>a</sup> (0.039)
İsveç	-0.310 (-3.660 <sup>a</sup> )	2.858 <sup>a</sup> (0.288)	0.086 (-9.131 <sup>a</sup> )	4.029 <sup>a</sup> (0.106)
İsviçre	-1.478 (-11.775 <sup>a</sup> )	1.744 <sup>a</sup> (0.090)	0.239 (-10.079 <sup>a</sup> )	4.004 <sup>a</sup> (0.029)
Türkiye	-0.940 (-15.159 <sup>a</sup> )	3.626 <sup>a</sup> (0.087)	-2.008 (-8.706 <sup>a</sup> )	4.135 <sup>a</sup> (0.015)
İngiltere	0.228 (-6.661 <sup>a</sup> )	1.759 <sup>a</sup> (0.281)	2.028 (-6.388 <sup>a</sup> )	4.172 <sup>a</sup> (0.013)
ABD	-0.961 (-8.981 <sup>a</sup> )	1.007 <sup>a</sup> (0.415 <sup>b</sup> )	1.551 (-8.691 <sup>a</sup> )	4.280 <sup>a</sup> (0.014)

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Faiz oranı ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulanan Johansen (1995) ve Banerjee-Carrion-i Silvestre (2006) eştümleşme sınamaları uygulanmış, sonuçlar Tablo 5.27’de verilmektedir.

**Tablo 5.27: Eştümleşme Testleri Sonuçları**

Ülkeler	Hipotezler	İz	Prob.	Max	Prob.	Banerjee-Carrion-i Silvestre
Avusturya	$H_0: r=0$	39.006 <sup>a</sup>	0.000	31.424 <sup>a</sup>	0.000	-4.548 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.582 <sup>c</sup>	0.099	7.582 <sup>c</sup>	0.099	
Belçika	$H_0: r=0$	31.151 <sup>a</sup>	0.001	24.153 <sup>a</sup>	0.002	-4.621 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	6.998	0.127	6.998	0.127	
Kanada	$H_0: r=0$	39.617 <sup>a</sup>	0.000	34.975 <sup>a</sup>	0.000	-4.519 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	4.642	0.325	4.642	0.325	
Danimarka	$H_0: r=0$	35.704 <sup>a</sup>	0.000	28.594 <sup>a</sup>	0.000	-4.511 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.110	0.121	7.110	0.121	
Finlandiya	$H_0: r=0$	37.637 <sup>a</sup>	0.000	31.563 <sup>a</sup>	0.000	-4.545 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	6.073	0.185	6.073	0.185	
Fransa	$H_0: r=0$	35.542 <sup>a</sup>	0.000	26.750 <sup>a</sup>	0.001	-4.529 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	8.792 <sup>c</sup>	0.059	8.792 <sup>c</sup>	0.059	
Almanya	$H_0: r=0$	40.282 <sup>a</sup>	0.000	32.959 <sup>a</sup>	0.000	-4.574 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.323	0.110	7.323	0.110	
Macaristan	$H_0: r=0$	69.708 <sup>a</sup>	0.000	62.077 <sup>a</sup>	0.000	-4.588 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.631 <sup>c</sup>	0.097	7.631 <sup>c</sup>	0.097	
İzlanda	$H_0: r=0$	28.446 <sup>a</sup>	0.003	23.007 <sup>a</sup>	0.003	-4.627 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	5.439	0.239	5.439	0.239	
İrlanda	$H_0: r=0$	23.648 <sup>b</sup>	0.016	16.982 <sup>a</sup>	0.034	-4.687 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	6.667	0.145	6.667	0.145	
İtalya	$H_0: r=0$	31.922 <sup>a</sup>	0.001	23.395 <sup>a</sup>	0.003	-4.736 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	8.527 <sup>c</sup>	0.066	8.527 <sup>c</sup>	0.066	
Kore	$H_0: r=0$	45.479 <sup>a</sup>	0.000	38.342 <sup>a</sup>	0.000	-4.796 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.137	0.119	7.137	0.119	
Hollanda	$H_0: r=0$	33.638 <sup>a</sup>	0.000	26.348 <sup>a</sup>	0.001	-4.822 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.290	0.112	7.290	0.112	
Norveç	$H_0: r=0$	42.986 <sup>a</sup>	0.000	35.857 <sup>a</sup>	0.000	-3.627 <sup>a</sup>

	$H_0: r \leq 1$	7.129	0.120	7.129	0.120	
Polonya	$H_0: r=0$	77.556 <sup>a</sup>	0.000	72.858 <sup>a</sup>	0.000	-4.680 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	4.698	0.318	4.698	0.318	
Portekiz	$H_0: r=0$	30.915 <sup>a</sup>	0.001	24.132 <sup>a</sup>	0.002	-3.626 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	6.783	0.138	6.783	0.138	
İspanya	$H_0: r=0$	31.651 <sup>a</sup>	0.001	24.022 <sup>a</sup>	0.002	-3.760 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.629 <sup>c</sup>	0.097	7.629 <sup>c</sup>	0.097	
İsveç	$H_0: r=0$	27.871 <sup>a</sup>	0.004	19.503 <sup>b</sup>	0.013	-3.540 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	8.368 <sup>c</sup>	0.071	8.368 <sup>c</sup>	0.071	
İsviçre	$H_0: r=0$	16.956	0.134	13.295	0.123	-3.634 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	3.661	0.465	3.661	0.465	
Türkiye	$H_0: r=0$	42.566 <sup>a</sup>	0.000	35.362 <sup>a</sup>	0.000	-3.593 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.205	0.116	7.205	0.116	
İngiltere	$H_0: r=0$	32.021 <sup>a</sup>	0.001	24.822 <sup>a</sup>	0.002	-3.596 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	7.199	0.116	7.199	0.116	
ABD	$H_0: r=0$	40.883 <sup>a</sup>	0.000	34.136 <sup>a</sup>	0.000	-3.798 <sup>a</sup>
	$H_0: r \leq 1$	6.747	0.140	6.747	0.140	

**Not:** Johansen sınaması için Prob. değerleri MacKinnon, Haug ve Michelis (1999)'a göre hesaplanmıştır. Banerjee-Carrion-i Silvestre sınaması kritik değerler %1, %5 ve %10' göre sırasıyla -2.560, -1.985 ve -1.619'dur. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.27'de Johansen eştümleşme sınaması, hem iz hem de max istatistiklerine göre sadece İsviçre için eştümleşmenin olmadığını ortaya koymaktadır. Yani İsviçre için Fisher etkisi geçerli değil iken, Türkiye'nin de içerisinde bulunduğu diğer 21 ülkede Fisher etkisinin geçerli olduğu bulunmuştur. Banerjee-Carrion-i Silvestre sınaması ise tüm ülkeler için Fisher etkisinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Elde edilen bu sonuçların panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini anlamak için uygulamanın bundan sonraki kısımları panel veri analizini dikkate almaktadır. 22 OECD ülkesi için Fisher etkisinin geçerliliğini yeniden ele alırken panel birim kök sınamaları ile faiz oranı ve enflasyon oranı serilerinin durağanlık yapılarının belirlenmesi gerekmektedir. Ancak uygulanan panel birim kök testlerinin geçerliliği yatay kesit bağımlılığının olup olmamasına göre değişmektedir. Bu nedenle Tablo 5.28'de yatay kesit bağımlılığı test sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.28: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları**

Testler	Faiz Oranı	Enflasyon Oranı
CD_LM1	1600.138 <sup>a</sup>	1511.899 <sup>a</sup>
CD_LM2	63.698 <sup>a</sup>	59.593 <sup>a</sup>
CD_LM	2.239 <sup>b</sup>	2.397 <sup>a</sup>

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.28'den de görüldüğü üzere her üç yatay kesit bağımlılığı testi de hem faiz hem de enflasyon oranı için sıfır hipotezini red etmektedir. Uygulamada T>N olduğundan kullanılması gereken asıl test CD\_LM1 testidir. Nihayetinde CD\_LM1 ve diğer iki test faiz ve enflasyon oranı serileri için yatay kesit bağımlılığının olduğunu göstermektedir.

Fisher etkisini test etmek için uygulanan panel birim kök testlerinin sonuçları Tablo 5.29'da verilmektedir.

**Tablo 5.29: Panel Birim Kök Testleri Sonuçları**

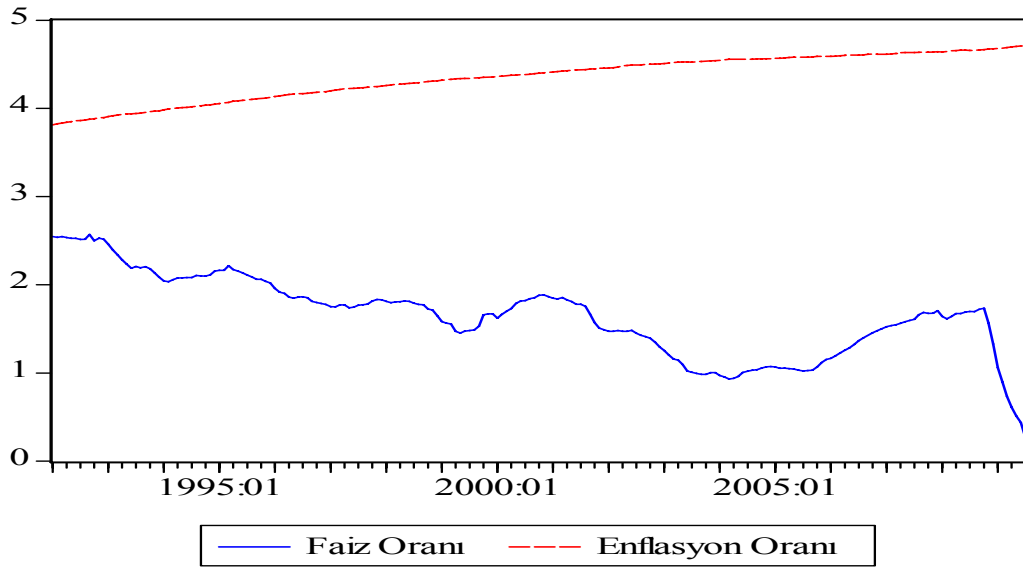
Panel Birim Kök Testleri	Faiz Oranı-Düzyey (Birinci Farkı)	Enflasyon Oranı-Düzyey (Birinci Farkı)
IPS: t_bar & W_bar	-1.456 & 0.168 (-4.774 <sup>a</sup> & -17.479 <sup>a</sup> )	0.254 & 8.868 (-2.593 <sup>a</sup> & -5.898 <sup>a</sup> )
Fisher-ADF: MW & Choi Z	16.522 & 3.434 (1118.8 <sup>a</sup> & -29.82 <sup>a</sup> )	16.321 & 8.889 (1263.3 <sup>a</sup> & -32.183 <sup>a</sup> )
Hadri: Homojen & Heterojen	76.966 <sup>a</sup> & 70.083 <sup>a</sup> (0.064 & -0.369)	123.71 <sup>a</sup> & 126.16 <sup>a</sup> (-4.304 & -4.251)
Pesaran: IPS&Choi Z&MW(p)	-1.983&-0.992&0.160 (-5.19 <sup>a</sup> & -17.54 <sup>a</sup> & 0.000 <sup>a</sup> )	-0.477&6.767&1.000 (-4.04 <sup>a</sup> & -11.58 <sup>a</sup> & 0.000 <sup>a</sup> )

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.29'da dört panel birim kök testi uygulanarak sonuçlar verilmiştir. LLC homojen birim kök veya durağanlığı araştırırken, IPS, Fisher ve Pesaran heterojen birim kökü araştırmaktadır. Buna ilaveten Pesaran yatay kesit bağımlılığı olması durumunda da

kullanılabilmektedir. Tablo 5.28’de faiz ve enflasyon oranı için yatay kesit bağımlılığı olduğu bulunduğundan Pesaran testinin sonuçları diğer üç panel birim kök testine göre daha önemlidir.

Uygulanan birim kök testlerinin tamamı da enflasyon ve faiz oranı değişkenlerinin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Ancak serilerin birinci farkları alındığında durağanlaşmışlardır. Dolayısıyla faiz ve enflasyon oranı serileri birinci mertebeden tümeşik,  $I(1)$ ’dir. O halde bu iki değişken arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı araştırılabilir. Öncelikle uzun dönem ilişkisinin (birlikte hareketin) varlığını grafiksel olarak ele almakta yarar vardır. Şekil 5.4, OECD ülkeleri için oluşturulmuş ortalama faiz ve enflasyon oranını göstermektedir.



**Şekil 5.4: 1991-2009 Dönemi İçin Ortalama Faiz ve Enflasyon Oranı**

Şekil 5.4 incelendiğinde faiz oranı zaman içerisinde düşme eğilimi gösterirken enflasyondaki artmanın devam ettiği gözlenmektedir. Dolayısıyla bu durum faiz ve enflasyon oranı arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Tablo 5.30, OECD ülkeleri için Fisher etkisinin uzun dönemde geçerliliği için uygulanan eştümleşme sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.30: Panel Eşümleşme Sonuçları**

<b>Eşümleşme Sınamaları</b>	<b>Test İstatistiği</b>	<b>Karar</b>
<b>Pedroni</b>		
Panel v-istatistiği	9.188 <sup>a</sup>	Eşümleşik
Panel rho-istatistiği	-2.664 <sup>b</sup>	Eşümleşik
Panel PP-istatistiği	-0.774	Eşümleşik değil
Panel ADF-istatistiği	-5.710 <sup>a</sup>	Eşümleşik
Grup rho-istatistiği	-0.617	Eşümleşik değil
Grup PP-istatistiği	0.260	Eşümleşik değil
Grup ADF-istatistiği	-6.244 <sup>a</sup>	Eşümleşik
<b>Kao</b>		
ADF	-2.519 <sup>a</sup>	Eşümleşik
<b>Larsson-Lyhagen-Löthgren</b>		
LR-bar $H_0: r=0, H_1: r>0$	60.651 <sup>a</sup>	Eşümleşik
<b>Maddala-Wu</b>		
İz $H_0: r=0, H_1: r>0$	409.7 <sup>a</sup>	Eşümleşik
$H_0: r=1, H_1: r>1$	88.67 <sup>a</sup>	
Max $H_0: r=0, H_1: r>0$	382.6 <sup>a</sup>	Eşümleşik
$H_0: r\leq 1, H_1: r>1$	88.67 <sup>a</sup>	
<b>Westerlund</b>		
Gt	-2.482 <sup>a</sup>	Eşümleşik
Ga	-10.857 <sup>a</sup>	Eşümleşik
Pt	-10.011 <sup>a</sup>	Eşümleşik
Pa	-9.174 <sup>a</sup>	Eşümleşik
Panel LM (DOLS)	337.302 <sup>a</sup>	Eşümleşik değil
Panel LM (FMOLS)	372.606 <sup>a</sup>	Eşümleşik değil
<b>Banerjee-Carrion-i Silvestre</b>		
Zt-istatistiği	-12.966 <sup>a</sup>	Eşümleşik
<b>Basher-Westerlund</b>		
Panel LM	13.543	Eşümleşik

**Not:** Westerlund (Gt, Ga, Pt ve Pa), Banerjee-Carrion-i Silvestre ve Basher-Westerlund istatistikleri için kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap olarak hesaplanmıştır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.30 incelendiğinde, Pedroni panel PP ve Grup PP, Grup rho ve Westerlund Panel LM (DOLS ve FMOLS) sınamaları dışında uygulanan eşümleşme sınamaları faiz oranı ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla

OECD ülkeleri için Fisher etkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmış olacaktır. Tablo 5.31’de eştümleşik model sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.31: Eştümleşik Model Tahmin Sonuçları**

Ülkeler	OLS	DOLS	FMOLS	DSUR
Avusturya	-2.947 (0.220)	-2.208 (1.105)	-2.750 (0.517)	-1.132 (0.597)
Belçika	-2.969 (0.240)	-2.666 (1.057)	-3.020 (0.563)	-1.245 (0.659)
Kanada	-2.959 (0.246)	-2.086 (0.956)	-2.680 (0.547)	-1.586 (0.655)
Danimarka	-3.039 (0.224)	-2.821 (1.022)	-3.030 (0.531)	-1.615 (0.876)
Finlandiya	-4.448 (0.331)	-3.964 (0.987)	-4.540 (0.780)	-2.026 (0.901)
Fransa	-4.051 (0.290)	-3.632 (1.350)	-4.040 (0.684)	-1.962 (0.883)
Almanya	-3.458 (0.245)	-1.921 (1.058)	-3.010 (0.581)	-1.352 (0.664)
Macaristan	-0.670 (0.032)	-0.275 (0.238)	-0.570 (0.077)	-0.735 (0.149)
İzlanda	0.885 (0.117)	0.726 (0.629)	0.730 (0.269)	1.239 (0.488)
İrlanda	-2.413 (0.167)	-2.484 (0.653)	-2.570 (0.384)	-1.287 (0.566)
İtalya	-3.636 (0.163)	-2.752 (1.023)	-3.440 (0.387)	-2.094 (0.601)
Kore	-2.604 (0.096)	-2.631 (0.505)	-2.650 (0.224)	-2.366 (0.341)
Hollanda	-2.279 (0.192)	-1.776 (0.894)	-2.200 (0.449)	-0.837 (0.463)
Norveç	-2.371 (0.260)	-2.058 (1.076)	-2.310 (0.618)	-1.261 (1.028)
Polonya	-1.123 (0.047)	0.039 (0.959)	-1.060 (0.114)	-1.178 (0.268)
Portekiz	-3.229 (0.138)	-2.579 (0.842)	-3.040 (0.330)	-1.975 (0.544)
İspanya	-2.922 (0.147)	-2.389 (0.640)	-2.750 (0.351)	-1.652 (0.598)
İsveç	-7.699 (0.378)	-6.532 (1.400)	-7.520 (0.836)	-4.294 (1.648)
İsviçre	-10.241 (0.864)	-7.874 (3.896)	-9.280 (2.081)	-3.543 (4.592)
Türkiye	-0.260 (0.014)	-0.090 (0.053)	-0.190 (0.033)	-0.305 (0.068)
İngiltere	-2.295 (0.203)	-1.470 (0.844)	-2.310 (0.456)	-0.244 (1.018)
ABD	-1.826 (0.292)	-1.486 (1.277)	-1.740 (0.688)	-0.369 (0.795)
<b>Panel</b>	-0.451	-0.302	-2.910	-0.291
$H_0 : \beta = 0$	-32.214 <sup>a</sup>	-4.194 <sup>a</sup>	-28.252 <sup>a</sup>	-4.409 <sup>a</sup>
$H_0 : \beta = 1$	-103.643 <sup>a</sup>	-18.083 <sup>a</sup>	-37.961 <sup>a</sup>	-19.561 <sup>a</sup>

**Homojenlik Testi:** 157.065<sup>a</sup>

**Not:** Parantez içerisindeki değerler standart hatalardır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.



Tablo 5.31 incelendiğinde homojenlik testi sonucunun (157.065) %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle paneldeki birimlerin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durumda eştümleşik modeli pooled olarak tahmin etmek doğru olmayacaktır. Tablo 5.31’de eştümleşik model, OLS, DOLS, FMOLS ve DSUR tahmincileri ile tahmin edildiğinde her dört tahminci için de negatif bulunmuştur. Ayrıca tahmin edilen panel değerler karşılaştırıldığında -0.291 ile -0.451 arasında yakın değerler almaktadır. Ancak sadece FMOLS parametresi diğer tahmincilerden farklı sonuç üreterek -2.910 değeri almıştır.

Her dört tahminci için de, panel için hesaplanan değerlerin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olup olmadığını belirlemek için uygulanan testte, test istatistiğinin değerleri % 1 düzeyinde sıfır hipotezini red etmektedir. Diğer bir ifadeyle tahmin edilen panel değerlerinin sıfırdan farklı olan anlamlı değerler olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fakat panel değerlerinin bire eşit olduğu sıfır hipotezi için hesaplanan değerlerin tamamı istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyine göre anlamlı bulunmuştur. Yani sıfır hipotezi red edildiğinden panel değerlerin birim değere eşit olmadığı anlamına gelmektedir. Bu iki test istatistiğinden ilkinin anlamlı bulunması, OECD ülkeleri için Fisher etkisinin geçerli olduğu, ikincinin de anlamlı olması Fisher etkisinin güçlü formda değil, zayıf formda geçerli olduğunun belirlenmesini sağlamaktadır.

Sonuç olarak dördüncü uygulamada, 22 OECD ülkesi verisini kullanarak Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını hem pür zaman serisi hemde panel veriler çerçevesinde ele alınmaktadır. Fisher etkisinin geçerliliği sınanırken gerek pür zaman serisi gerekse panel veriler için eştümleşme analizi kullanılmıştır. Uygulamada pür zaman serisi için ADF ve KPSS sınamaları ve panel veri için; IPS, Maddala-Wu, Hadri ve Pesaran birim kök testleri faiz ve enflasyon oranının birinci mertebeden tümleşik olduğu bulunmuştur. Daha sonra uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyabilmek için pür zaman serisi için Johansen ve Banerjee-Carrion-i Silvestre, panel veri için; Pedroni, Kao, Larsson-Lyhagen-Löthgren, Maddala-Wu, Westerlund ve Banerjee-Carrion-i Silvestre eştümleşme sınamaları kullanılmıştır. Uygulanan eştümleşme analizleri hem pür zaman serisi hem de panel veriler için ağırlıklı olarak faiz ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. O halde ilgili dönem için OECD ülkelerinde Fisher etkisinin geçerli olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Tahmin edilen eştümleşik

model tahminleri, OECD ülkeleri için Fisher etkisinin zayıf formda geçerli olduğu ortaya koymaktadır.

## V. PARA TALEBİ FONKSİYONU: 14 YÜKSEK VE ORTA ÜSTÜ GELİRLİ ÜLKE ÖRNEĞİ

### A. GİRİŞ

Değişen finansal yapı içerisinde para talebi fonksiyonun davranışları son zamanlarda dikkat çeken bir konudur. Para talebi üzerine yapılan çalışmalarda para talebin belirleyicilerinin büyük ölçüde reel gelir ve faiz olduğu görülmektedir. Faiz ve geliri para talebinin bir fonksiyonu olarak alan çalışmalar uzun yıllardır yapılmaktadır. Bu uygulamada para talebinin belirleyicileri panel veri çerçevesinde ele alınmaktadır.

Klasik iktisatçılar tarafından geliştirilen paranın miktar teorisi, belirli bir toplam gelir miktarı içinde elde ne kadar para tutulacağını gösterdiği için aynı zamanda bir para talebi teorisidir<sup>25</sup>. Fisher (1911), ekonomideki toplam para miktarı ile ekonomide üretilen nihai mal ve hizmetlere yapılan harcamaların toplam miktarı arasındaki ilişki üzerinde durmaktadır.

$$mv=py \quad (5.14)$$

Burada, m para miktarını, v paranın dolaşım hızını, p fiyat seviyesini ve y belli bir dönemdeki reel harcama miktarını göstermektedir. Fisher (1911)'e göre, paranın dolaşım hızı kurumsal faktörlere bağlıdır. Fisher, bir ekonomide dolaşım hızını etkileyebilecek kurumsal ve teknolojik faktörlerin zaman içerisinde fazla değişmediğini düşünmektedir. Dolayısıyla paranın dolaşım hızı sabit kalmaktadır. Fisher'in bu görüşü mübadele denklemini paranın miktar teorisine dönüştürmektedir ve bu teoriye göre, nominal gelir tamamen para miktarındaki değişmeler tarafından belirlenmektedir.

---

<sup>25</sup> Kanalıcı-Akay, Hülya - Nargeleçekenler, Mehmet, "Para Talebi ve Reel Hisse Senedi Fiyatları: Türkiye Örneği", *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 45, 518, 2008, ss. 27-36.

Para piyasası dengede iken insanların tuttıkları para miktarının, talep edilen para miktarına eşit olması gerekir. Mübadele denkleminin her iki yanını  $v$ 'ye bölünerek para talebi denklemine ulaşılır:

$$m = \frac{1}{v} \times py \quad (5.15)$$

Burada  $v$  sabit olduğu için  $1/v$ 'de sabittir ve  $1/v$  teriminin yerine  $k$ 'yı kullanarak denklem şu şekilde tekrar yazılabilir:

$$m = k \times py \quad (5.16)$$

Fisher'in miktar teorisine göre, para talebi sadece gelirin bir fonksiyonudur ve faiz oranlarının para talebi üzerinde hiçbir etkisi yoktur.

Cambridge para talebi yaklaşımı Marshall (1923) ve Pigou (1917) tarafından ortaya konulmuştur. Cambridge iktisatçıları, Fisher'in yaptığı gibi ekonomide veri bir işlem hacmi için gerekli para miktarını araştırmamışlardır. Onun yerine ekonomik işlemleri yapmak için paraya olan ihtiyaç veri iken bireyin elde tutmak istediği para miktarını neyin belirlediğini sorgulamışlardır. Böylece sorun, mikroekonomik olarak ortaya konmuş ve esas olarak kişilerin tercihlerine odaklanılmıştır. Elde tutulmak istenilen paranın üst sınırı, servet toplamıdır.

Cambridge tipi para talebi teorisi, faiz oranı gibi bazı değişkenlerin para talebini belirleyen öğelerden biri olabileceği konusuna dikkat çekmiş olmalarıdır. Keynes (1936), kişileri elde para bulundurmaya iten güdüleri kendisinden önceki iktisatçılara oranla çok daha iyi analiz etmiştir. Keynes'e göre, iktisadi birimler işlem, ihtiyat ve spekülasyon güdüsü ile ellerinde para tutmaktadırlar. Likidite tercihi teorisine göre, talep edilen para miktarı ( $m$ ), gelir ( $y$ ) ve faizin ( $i$ ) bir fonksiyonudur:

$$m = f(y, i) \quad (5.17)$$

Burada para talebi (m), faiz oranı (i) ile negatif, reel gelir (y) ile pozitif ilişkilidir. Friedman (1956)'nın geliştirdiği ve Modern Miktar Teorisi olarak adlandırılan para talebi teorisine göre, para aktif bir değerdir ve servet edinme yöntemlerinden biridir. Friedman, Keynes'in tersine, para talebinin faiz oranlarından etkilenmediğini öne sürmektedir. Friedman'ın para talebi teorisi aslında miktar teorisinin yeniden ifade edilmesidir.

Para talebi çalışmalarında reel gelir ve faiz bağımsız değişken olarak alındığında uzun dönem para talebi fonksiyonun kurulabildiği gösterilmektedir. Burada ise ilave olarak para talebi denklemi panel veriler yardımıyla ele alınarak bulunan sonuçlar değerlendirilmektedir. Daha önce yapılmış olan birçok çalışma gibi, uygulamada da reel gelir ve faizin para talebi üzerindeki etkileri panel eştümleme analizi ile ele alınacaktır. Daha sonra uzun dönem para talebi denklemi kullanılarak değişen finansal yapı içerisinde para talebi fonksiyonunun esnekliği tahmin edilmektedir.

## **B. LİTERATÜRE KISA BİR BAKIŞ**

Ampirik olarak Cagan ve Schwartz (1975), Hafer ve Hein (1984) ve Moghaddam (1997) yaptıkları çalışmada finansal hareketin hızlı olduğu durumda faiz ve para talebi esnekliğini oldukça düşük bulmuşlardır. Yani faizin para talebi üzerine olan etkilerini ortaya koyan çalışmalara göre finansal piyasaların para talebi üzerine olan etkinliğini gösteren faiz-talep esnekliği düşüktür<sup>26</sup>.

Ibrahim (1998)'de M1 ve M2 para talebinin uzun dönem varlığını araştırmıştır. Ancak kullandığı bağımsız değişkenler ile M1 arasında uzun dönemli bir ilişki bulamamıştır. M2 ile bağımsız değişkenler arasında bulunduğu uzun dönem ilişki sonucunda ise M2 para talebinin kararsız olduğunu belirlemiştir. Ibrahim (2001)'de Malezya için finansal yeniliklerin olduğu dönemlerde M1 ve M2 para talebi esnekliklerinin değişimini analiz etmiştir. Bulduğu sonuca göre, M1 kararsız olmasına karşın hem M1 hem de M2 için uzun dönem ilişkinin söz konusu olduğudur.

---

<sup>26</sup> Ibrahim, M. H. "Financial Factors and the Empirical Behavior of Money Demand: A Case Study of Malaysia", *International Economic Journal*, 15, 2001, pp. 55-72.

Hamuri ve Hamuri (1999) çalışmalarında Almanya için para talebinin kararlılığını analiz etmişlerdir. M1, M2 ve M3 para talebi ile reel gayri safi yurt içi hasıla, üç aylık gecelik faiz oranı arasında kararlı bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir.

Karfakis ve Opoulos (2000) ile Yunanistan'daki dar anlamda para talebi (M1) için uzun dönem kararlılığı ele almışlardır. Para talebinin belirleyicileri olan reel gelir ve faiz arasında uzun dönemli ilişkisinin varlığını eştümleşme yaklaşımı ile ortaya koymuşlardır. Siddiki (2000) çalışmasıyla Bangladeş için para talebinin kararlı bir uzun dönem ilişkisi sergilediğini ortaya koymuştur. Para talebinin belirleyicileri olarak; gelir, faiz, döviz kuru kullanmıştır. Gelir ve faizin uzun dönem katsayılarını pozitif bulurken, dövizin işaretini negatif bulmuştur. Buldukları bu sonucu, finansal korunma (parasal birikimi artırmak) için dış döviz piyasasındaki çarpıklığın azaltılmasına bağlamıştır. Ayrıca Siddiki (2000) çalışmasında Bangladeş para talebinin finansal ya da döviz kuru politikalarındaki değişime rağmen kararlı olduğunu ortaya koymuştur.

Bahmani-Oskooee, Martin ve Niroomand (1998) çalışmalarında İspanya için döviz kurunun M1 ve M2 para talebi üzerindeki duyarlılığını incelemişlerdir. Gelir ve kısa dönem faiz oranları bağımsız değişkenlerine döviz kuru da eklendiğinde M2 modeli iyileşirken M1'i etkilememiştir. Ancak hem M1 hem de M2 belirleyicileriyle eştümleşik ilişki içindedir. Bahmani-Oskooee ve Techaratanachai (2001) çalışmalarının sonucu Tayland'da, gelir ve faizin yanında döviz kuru varken de yokken de M2 para talebinin kararlı olduğudur. Bahmani-Oskooee (2001)'de Japonya için para talebi fonksiyonunu tahmin etmiştir. Sonuçta M2 ile gelir ve faiz arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve para talebinin kararlı olduğu bulunmuştur. Bahmani-Oskooee (2002) çalışmasıyla Kore'de M2 para talebi ile gelir, faiz ve döviz kuru arasında eştümleşik bir ilişki olmasına karşın, para talebinin kararsız olduğunu ortaya koymaktadır. Bahmani-Oskooee ve Ng (2002) çalışmalarında, otoregresif dağıtılmış gecikmeler (ARDL) yaklaşımını kullanarak Hong Kong için uzun dönemli para talebi fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Çalışmada gelir, faiz ve döviz değişkenlerini para talebi için belirleyici olarak kullanmışlar ve para talebinin bu belirleyiciler ile hem eştümleşik hem de kararlı olduğunu bulmuşlardır. Bahmani-Oskooee ve Economidou (2005) çalışmalarında Yunanistan için M1 ve M2 para taleplerinin kararlılığını analiz etmişleridir. Buna göre

M1 ve M2 para talepleri ile gelir ve faiz eştümleşik olmalarına karşın M2 kararlı değildir, M1 ise kararlıdır.

Berument ve Taşçı (2002)'de para-gelir ilişkisinin kararlılığını yedi OECD ülkesi için VAR modeliyle analiz etmişlerdir. 1980 öncesi ve sonra olmak üzere iki alt örnekleme ayırdıkları çalışmalarında fiyat, döviz kuru ve likidite gibi bazı açıklanması gereken noktalar olmasına karşın, VAR modeli sonucunda her ülke için paralel sonuçlar belirlemişlerdir.

Civcir (2003)'te para talebi ile faiz, enflasyon ve beklenen döviz kuru arasındaki ilişkiyi ve bu ilişkinin değişmezliğini ampirik olarak ele almıştır. Civcir (2003) çalışmasında Türkiye'de döviz kurunun para talebi fonksiyonunda anlamlı bir etkiye sahip olduklarını belirlemiştir. Buna karşın enflasyon ve gelir etkisinin kısa dönemde uzun dönemden daha küçük olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca 1987:01-1999:12 dönemi için tahmin ettiği para talebi fonksiyonun finansal krizler ve reformlara karşın yinede kararlı olduğunu bulmuştur. Hafer ve Kutan (2003) çalışmalarında Filipinler'de finansal yeniliklerin para talebi ile gelir ve faiz arasındaki uzun dönem ilişkisini bozup bozmadığını araştırmışlardır. Sonuçta finansal yeniliğin M1 üzerinde etkili iken M3 üzerinde etkili olmadığını bulmuşlardır.

Baharumshah (2004)'de Malezya için reel M2 ile faiz oranı, gelir ve hisse senetlerinin eştümleşik olduğunu göstermiştir. Buna göre hisse senetleri fiyatı negatif ve anlamlı olduğu için ikame etkisi gösterdiğini bulmuştur. Andrescu, Mohammadi ve Payne (2004) çalışmalarında Romanya için hem dar hem de geniş anlamda para talebi fonksiyonunu tahmin etmişlerdir. Buldukları sonuçlara göre para talebinin reel gelir, faiz ve döviz kuruna duyarlıdır. Ayrıca reel gelirin birim gelir esneklik teorisini destekledikleri çalışmalarında fırsat maliyetlerini gösteren dövizin pozitif, faizin ise negatif olarak doğru işaretli buldukları ortaya konulmaktadır. Nasri (2004), 6 körfez ülkesi için para talebi fonksiyonunu tahmin etmiştir. Panel birim kök ve eştümleşme analizini kullandığı çalışmasında, panel grup ortalama değerlerine göre, para talebi gelir ile pozitif, faiz ile negatif ve anlamlı bir ilişki içerisindedir.

Onafovora ve Owoye (2005) çalışmalarında para talebinin kararlılığını beş Doğu Asya ülkesi (Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland) için test etmişlerdir. Çalışmada para talebi ile reel gelir, yerel faiz, döviz kuru ile düzeltilmiş yabancı faiz

(Amerikan) oranı ve döviz kurundaki beklenen düşüş arasında eştümleşik bir yapı olduğunu belirlemişlerdir. Sonuçlar Amerikan hazine bonosunun ve Amerikan Dolarının Doğu Asya ülkelerinde para talebi için önemli rol oynadığı yönündedir. Ayrıca bu ülkeler için Asya krizinin para talebi üzerinde negatif etki yarattığı bulunmuştur.

Akinlo (2006)'da ARDL yaklaşımını CUSUM ve CUSUMSQ ile birleştirerek Nijerya için M2 para talebinin kararlı olduğunu belirlemiştir. Çalışmasının sonuçları M2'nin gelir, faiz ve döviz kuru ile eştümleşik olduğunu göstermiştir. Gelir esnekliğini pozitif ve birime yakın bulurken, faiz esnekliğini negatif ve döviz kurunun işaretini pozitif tahmin etmiştir. Pelipas (2006) çalışması ile Belarus'daki para talebi ve enflasyonu eştümleşme yaklaşımı ile analiz etmiştir. Nominal para talebi (M1) ile enflasyon, sanayi üretim indeksi, nominal döviz kuru arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını ortaya koymuşlardır. Benzer biçimde para talebi için de uzun dönemli ilişkinin var olduğu enflasyon değişkeni model dışında bırakılarak belirlenmiştir.

Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2007), Türkiye için finansal faktörlerin para talebi üzerindeki rolünü araştırmışlardır. M1 ve M2 para tanımlarını kullandıkları çalışmalarında, M1 üzerinde reel gelir, faiz ve hisse senedinin etkili olduğunu bulurken, M2 üzerinde döviz kurunun daha etkili olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca Kanalcı-Akay ve Nargeleçekenler (2008), M2 tanımıyla ele aldıkları para talebini, reel hisse senedi, mili gelir ve faiz oranının etkilediğini belirlemişlerdir.

### **C. VERİ VE AMPİRİK BULGULAR**

Uygulamada kullanılan, para talebi, gelir ve faiz değişkenleri 1993Q1-2007Q1 çeyrek yıllık dönemini kapsamaktadır. Veriler International Financial Statistics (IFS) CD-ROM'undan alınmış olup, mevsimsellikten arındırılmıştır. Para talebi (M) serisi IFS kod 34 temel alınarak oluşturulmuş nominal para ölçeğinin logaritmasını göstermektedir. Gelir (Y) değişkeni, IFS kod 99B'yi temel alan nominal GDP serisinin logaritmasıdır. Son olarak faiz oranı ise IFS kod 60 olarak tanımlanan hazine bonusu faiz oranı (Treasury Bill Rate, TB) verilerinin logaritmasıdır. Eğer ilgili faiz değeri yoksa değişken için aynı koda sahip başka bir kısa dönemli faiz oranı serisi alınmıştır.

Uygulamada; 14 yüksek ve orta üstü gelir grubuna ait ülke için para talebi fonksiyonu tahmin edilmektedir. Burada gelir grupları Dünya Gelişim Göstergeleri Raporu 2007 dikkate alınarak oluşturulmuştur<sup>27</sup>. Kullanılacak model şu şekilde gösterilebilir.

$$m_{it} = \mu_i + \beta_1 y_{it} + \beta_2 i_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.18)$$

Burada  $m_{it}$  para miktarının logaritması,  $y_{it}$  gayrisafi yurtiçi hasılanın logaritması,  $i_{it}$  faiz oranının logaritması ve  $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  olduğu varsayılan hata terimidir. Dolayısıyla uygulamada kullanılan tüm serilerin logaritmalarının alınması hem büyüme oranlarıyla ilgili çalışma imkanı verecek hem de kurulacak regresyon modelindeki tepki katsayıları kullanılarak her bir değişkenin esnekliği yorumlanabilecektir.

14 yüksek ve orta üstü gelirli ülke için para talebi fonksiyonu hem her bir ülke için ayrı ayrı hemde panel olarak tahmin edilecektir. Bu nedenle öncelikle pür zaman serisi çerçevesinde birim kök sınamaları uygulanmıştır. Daha sonra ise panel birim kök sınamalarına yer verilmiştir. Tablo 5.32, pür zaman serisi birim kök testi sonuçlarını vermektedir.

Tablo 5.32’de para talebi değişkeni için uygulanan ADF ve KPSS birim kök sınamaları tüm ülkeler için serinin durağan-dışı olduğunu, ancak birinci farkı alındığında durağanlaştığı görülmektedir. Gelir değişkenine bakıldığında, ADF ve KPSS sınamalarına göre 14 ülke için de genel olarak durağan-dışı olduğu fakat değişkenin farkı alındığında durağanlaştığı sonucuna ulaşılmıştır. Gelir değişkeni için uygulanan KPSS sonuçları da genel olarak serinin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Ancak serinin birinci farkı alındığında durağanlaşmıştır. Son olarak faiz değişkeni için uygulanan ADF sınaması, tüm ülke serilerinin (Litvanya için %1’de) durağan-dışı olduğu bulunmuştur. 14 ülke için pür zaman serisi birim kök sınaması genel olarak ülke serilerinin durağan-dışı, ancak birinci farkı alındığında durağanlaştığını ortaya koymaktadır.

---

<sup>27</sup> The World Bank, *World Development Report 2007: Development and Next Generation*, World Bank Publication, 2007, p. 287.



**Tablo 5.32: Pür Zaman Serisi Birim Kök Testleri Sonuçları**

Ülkeler	m-düzey		y-düzey		i-düzey	
	(birinci farkı)		(birinci farkı)		(birinci farkı)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
Kanada	-0.188 (-10.27 <sup>a</sup> )	1.506 <sup>a</sup> (0.072)	0.263 (-4.572 <sup>a</sup> )	1.521 <sup>a</sup> (0.044)	-2.176 (-5.356 <sup>a</sup> )	0.724 <sup>b</sup> (0.083)
Çek Cum.	-1.529 (-5.657 <sup>a</sup> )	1.432 <sup>a</sup> (0.157)	-1.168 (-11.81 <sup>a</sup> )	1.420 <sup>a</sup> (0.222)	-1.082 (-8.538 <sup>a</sup> )	1.314 <sup>a</sup> (0.086)
Kore	-0.263 (-11.05 <sup>a</sup> )	1.443 <sup>a</sup> (0.073)	-2.186 (-13.65 <sup>a</sup> )	1.488 <sup>a</sup> (0.264)	-1.180 (-6.707 <sup>a</sup> )	1.346 <sup>a</sup> (0.128)
Letonya	1.379 (-6.717 <sup>a</sup> )	1.473 <sup>a</sup> (0.286)	2.764 (-6.150 <sup>a</sup> )	1.483 <sup>a</sup> (0.215)	-2.151 (-10.28 <sup>a</sup> )	1.046 <sup>a</sup> (0.440 <sup>b</sup> )
Litvanya	-2.584 (-4.628 <sup>a</sup> )	1.440 <sup>a</sup> (0.311)	-1.201 (-7.845 <sup>a</sup> )	1.328 <sup>a</sup> (0.162)	-3.258 <sup>b</sup> (-5.324 <sup>a</sup> )	1.350 <sup>a</sup> (0.484 <sup>a</sup> )
Malta	0.132 (-7.420 <sup>a</sup> )	1.276 <sup>a</sup> (0.171)	-1.570 (-9.250 <sup>a</sup> )	1.503 <sup>a</sup> (0.132)	-1.077 (-4.777 <sup>a</sup> )	1.282 <sup>a</sup> (0.202)
Meksika	-0.332 (-3.802 <sup>a</sup> )	1.501 <sup>a</sup> (0.089)	-2.996 <sup>b</sup> (16.558 <sup>a</sup> )	1.451 <sup>a</sup> (0.191)	-1.188 (-5.873 <sup>a</sup> )	1.177 <sup>a</sup> (0.071)
Yeni Zelanda	0.330 (-7.419 <sup>a</sup> )	1.531 <sup>a</sup> (0.086)	-0.192 (-10.11 <sup>a</sup> )	1.517 <sup>a</sup> (0.030)	-2.147 (-5.821 <sup>a</sup> )	0.549 <sup>b</sup> (0.078)
Norveç	-1.441 (-7.897 <sup>a</sup> )	1.484 <sup>a</sup> (0.356)	-0.227 (-4.184 <sup>a</sup> )	1.500 <sup>a</sup> (0.095)	-1.821 (-4.586 <sup>a</sup> )	0.492 <sup>b</sup> (0.075)
Slovak Cum.	0.711 (-7.734 <sup>a</sup> )	1.383 <sup>a</sup> (0.237)	-1.058 (-8.808 <sup>a</sup> )	1.504 <sup>a</sup> (0.242)	-0.751 (-5.476 <sup>a</sup> )	1.183 <sup>a</sup> (0.109)
İsveç	0.289 (-7.371 <sup>a</sup> )	1.489 <sup>a</sup> (0.124)	-0.238 (-7.058 <sup>a</sup> )	1.519 <sup>a</sup> (0.378 <sup>b</sup> )	-2.262 (-5.797 <sup>a</sup> )	0.726 <sup>b</sup> (0.170)
Türkiye	-1.927 (-8.661 <sup>a</sup> )	1.506 <sup>a</sup> (0.546 <sup>a</sup> )	-2.253 (-7.645 <sup>a</sup> )	1.473 <sup>a</sup> (0.236)	-0.272 (-6.906 <sup>a</sup> )	0.784 <sup>a</sup> (0.307)
İngiltere	-0.991 (-6.803 <sup>a</sup> )	0.790 <sup>a</sup> (0.037)	-1.087 (-8.713 <sup>a</sup> )	1.522 <sup>a</sup> (0.060)	-2.288 (-3.871 <sup>a</sup> )	0.734 <sup>b</sup> (0.089)
ABD	-1.842 (-5.926 <sup>a</sup> )	1.118 <sup>a</sup> (0.090)	-0.208 (-3.447 <sup>b</sup> )	1.516 <sup>a</sup> (0.047)	-1.997 (-3.171 <sup>b</sup> )	0.462 <sup>c</sup> (0.157)

**Not:** <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Para talebi değişkeni ile gelir ve faiz arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını belirlemek amacıyla uygulanan Johansen (1995) eştümleşme sınaması uygulanmış, sonuçlar Tablo 5.33'te verilmektedir.

**Tablo 5.33: Eştümleşme Testleri Sonuçları**

Ülkeler	Hipotezler	İz	Prob.	Max	Prob.
Kanada	$H_0: r=0$	41.837 <sup>a</sup>	0.008	25.454 <sup>b</sup>	0.018
	$H_0: r \leq 1$	16.383	0.157	11.649	0.207
	$H_0: r \leq 2$	4.734	0.314	4.734	0.314
Çek Cum.	$H_0: r=0$	34.488 <sup>c</sup>	0.059	16.117	0.290
	$H_0: r \leq 1$	18.371 <sup>c</sup>	0.089	12.319	0.168
	$H_0: r \leq 2$	6.052	0.187	6.052	0.187
Kore	$H_0: r=0$	50.090 <sup>a</sup>	0.001	31.205 <sup>a</sup>	0.002
	$H_0: r \leq 1$	18.885 <sup>c</sup>	0.076	11.786	0.199
	$H_0: r \leq 2$	7.100	0.121	7.100	0.121
Letonya	$H_0: r=0$	53.599 <sup>a</sup>	0.000	27.476 <sup>a</sup>	0.009
	$H_0: r \leq 1$	26.122 <sup>a</sup>	0.007	16.467 <sup>b</sup>	0.041
	$H_0: r \leq 2$	9.656 <sup>b</sup>	0.040	9.656 <sup>b</sup>	0.040
Litvanya	$H_0: r=0$	69.043 <sup>a</sup>	0.000	36.605 <sup>a</sup>	0.000
	$H_0: r \leq 1$	32.438 <sup>a</sup>	0.001	28.012 <sup>a</sup>	0.000
	$H_0: r \leq 2$	4.426	0.352	4.426	0.352
Malta	$H_0: r=0$	49.593 <sup>a</sup>	0.001	23.387 <sup>b</sup>	0.035
	$H_0: r \leq 1$	26.206 <sup>a</sup>	0.007	16.880 <sup>b</sup>	0.035
	$H_0: r \leq 2$	9.326 <sup>b</sup>	0.047	9.326 <sup>b</sup>	0.047
Meksika	$H_0: r=0$	43.047 <sup>a</sup>	0.006	27.589 <sup>b</sup>	0.008
	$H_0: r \leq 1$	15.458	0.201	10.391	0.300
	$H_0: r \leq 2$	5.067	0.276	5.067	0.276
Yeni Zelanda	$H_0: r=0$	30.683	0.141	18.327	0.164
	$H_0: r \leq 1$	12.356	0.417	7.543	0.603
	$H_0: r \leq 2$	4.813	0.305	4.813	0.305
Norveç	$H_0: r=0$	32.416 <sup>c</sup>	0.097	17.443	0.208
	$H_0: r \leq 1$	14.973	0.228	10.701	0.275
	$H_0: r \leq 2$	4.272	0.373	4.272	0.373
Slovak Cum.	$H_0: r=0$	44.782 <sup>a</sup>	0.004	30.465 <sup>a</sup>	0.003
	$H_0: r \leq 1$	14.317	0.268	11.666	0.206
	$H_0: r \leq 2$	2.651	0.648	2.651	0.648
İsveç	$H_0: r=0$	35.998 <sup>b</sup>	0.041	19.777	0.108
	$H_0: r \leq 1$	16.221	0.164	10.665	0.278
	$H_0: r \leq 2$	5.556	0.228	5.556	0.228
Türkiye	$H_0: r=0$	42.903 <sup>a</sup>	0.006	28.823 <sup>a</sup>	0.005
	$H_0: r \leq 1$	14.080	0.284	7.648	0.590
	$H_0: r \leq 2$	6.433	0.160	6.433	0.160
İngiltere	$H_0: r=0$	31.755	0.112	15.312	0.350
	$H_0: r \leq 1$	16.443	0.155	11.436	0.221
	$H_0: r \leq 2$	5.007	0.283	5.007	0.283
ABD	$H_0: r=0$	48.311 <sup>a</sup>	0.001	26.269 <sup>b</sup>	0.013
	$H_0: r \leq 1$	22.043 <sup>b</sup>	0.028	19.243 <sup>b</sup>	0.014
	$H_0: r \leq 2$	2.800	0.619	2.800	0.619

**Not:** Johansen sınaması için Prob. değerleri McKinnon, Haug ve Michelis (1999)'a göre hesaplanmıştır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.33'te Johansen eştümleme iz istatistiğine göre, Yeni Zelanda ve İngiltere dışında 12 ülke için para talebi ile gelir ve faiz arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu bulunmuştur. Yeni Zelanda ve İngiltere'de ise böyle bir ilişkinin varlığına rastlanamamıştır. Johansen eştümleme max istatistiğinde ise durum biraz farklılık göstermektedir. Max istatistiğine göre Çek Cumhuriyeti, Yeni Zelanda, Norveç, İsveç ve İngiltere için para talebi ile gelir ve faiz arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır. Hem iz hem de max istatistikleri Yeni Zelanda ve İngiltere için değişkenler arasında eştümleşik ilişki olmadığını göstermektedir. Diğer ülkelerde ise eştümleşmenin olduğu belirlenmiştir. Elde edilen bu sonuçların panel veriler dikkate alındığında değişip değişmediğini anlamak için uygulamanın bundan sonraki kısımları panel veri analizini dikkate almaktadır. Para talebi, gelir ve faiz oranı değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştırmadan önce her iki serinin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Uygulanan panel birim kök testleri yatay kesit bağımlılığının olup olmamasına göre değişmektedir. Bu nedenle Tablo 5.34'de yatay kesit bağımlılığı test sonuçları verilmektedir.

**Tablo 5.34: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları**

Testler	m	y	i
CD_LM1	156.436 <sup>a</sup>	145.659 <sup>a</sup>	162.853 <sup>a</sup>
CD_LM2	4.850 <sup>a</sup>	4.052 <sup>a</sup>	5.326 <sup>a</sup>
CD_LM	2.979 <sup>a</sup>	1.490 <sup>c</sup>	3.270 <sup>a</sup>

**Not:** <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.34'de hesaplanan her üç yatay kesit bağımlılığı testi de her üç değişken için %1 anlamlılık düzeyinde (gelir için CD\_LM testi % 10'da) sıfır hipotezini red etmektedir. Uygulamada  $T > N$  olduğundan kullanılması gereken asıl test CD\_LM1 testidir. Nihayetinde CD\_LM1 testi, para talebi, gelir ve faiz oranı serileri için yatay kesit bağımlılığının olduğunu göstermektedir.

Para talebi modelini tahmin etmeden önce her bir değişkenin durağanlıkları panel birim kök testleri ile belirlenmelidir. Tablo 5.35'te beş panel birim kök testi uygulanarak sonuçlar verilmiştir.

**Tablo 5.35: Panel Birim Kök Testleri Sonuçları**

Panel Birim Kök Testleri	m-düzy (birinci farkı)	y-düzy (birinci farkı)	i-düzy (birinci farkı)
Breitung	0.692 (-12.999 <sup>a</sup> )	-1.233 (-3.502 <sup>a</sup> )	2.025 (-11.663)
IPS: $t_{\bar{}}$ & $W_{\bar{}}$	-0.990&2.293 (-7.706 <sup>a</sup> & -26.605 <sup>a</sup> )	-0.975&1.984 (-3.922 <sup>a</sup> & -10.094 <sup>a</sup> )	-1.689&-0.724 (-5.294 <sup>a</sup> & -16.224 <sup>a</sup> )
Fisher-ADF: MW & Choi Z	38.518 <sup>c</sup> & 2.281 (470.71 <sup>a</sup> & 19.423 <sup>a</sup> )	14.229 & 2.524 (297.81 <sup>a</sup> & -11.749 <sup>a</sup> )	31.367 & -0.692 (287.655 <sup>a</sup> & -14.130 <sup>a</sup> )
Hadri: Homojen & Heterojen	32.546 <sup>a</sup> & 30.545 <sup>a</sup> (-2.200&0.540)	32.638 <sup>a</sup> & 33.013 <sup>a</sup> (1.090& -0.030)	22.660 <sup>a</sup> & 19.426 <sup>a</sup> (0.061&0.259)
Pesaran: IPS & Choi Z & MW(p)	-1.487&1.192&0.883 (-5.72 <sup>a</sup> & -16.05 <sup>a</sup> & 0.00 <sup>a</sup> )	-1.293&1.981&0.976 (-3.40 <sup>a</sup> & -6.58 <sup>a</sup> & 0.00 <sup>a</sup> )	-1.842&-0.250&0.401 (-5.51 <sup>a</sup> & -15.16 <sup>a</sup> & 0.00 <sup>a</sup> )

Not: <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Uygulanan birim kök testlerinin neredeyse tamamı m, y ve i değişkenlerinin durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Ancak serilerin birinci farkları alındığında durağanlaşmışlardır. Dolayısıyla m, y ve i serileri birinci mertebeden tümleşik, I(1)'dir. O halde bu üç değişken arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı araştırılabilir. Tablo 5.36, 14 yüksek ve orta üstü gelirli ülke için uygulanan eştümleşme sonuçlarını verilmektedir.

**Tablo 5.36: Panel Eştümleşme Sonuçları**

Eştümleşme Sınamaları	Test İstatistiği	Karar
<b>Pedroni</b>		
Panel v-istatistiği	1.165	Eştümleşik değil
Panel rho-istatistiği	-16.856 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Panel PP-istatistiği	-16.114 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Panel ADF-istatistiği	-16.209 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Grup rho-istatistiği	-4.424 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Grup PP-istatistiği	-4.619 <sup>a</sup>	Eştümleşik
Grup ADF-istatistiği	-0.022	Eştümleşik değil
<b>Kao</b>		
ADF	2.923 <sup>a</sup>	Eştümleşik
<b>Larsson-Lyhagen-Löthgren</b>		

LR-bar	$H_0: r=0, H_1: r>0$	43.092 <sup>a</sup>	Eşitmişlik
	$H_0: r=1, H_1: r>1$	44.632 <sup>a</sup>	
<b>Maddala-Wu</b>			
İz	$H_0: r=0, H_1: r>0$	158.1 <sup>a</sup>	Eşitmişlik
	$H_0: r=1, H_1: r>1$	75.85 <sup>a</sup>	
	$H_0: r=2, H_1: r>2$	42.44	
Max	$H_0: r=0, H_1: r>0$	109.1 <sup>a</sup>	Eşitmişlik
	$H_0: r\leq 1, H_1: r>1$	62.97 <sup>a</sup>	
	$H_0: r=2, H_1: r>2$	42.44	
<b>Westerlund</b>			
Gt		-1.708 <sup>a</sup>	Eşitmişlik
Ga		-0.099 <sup>a</sup>	Eşitmişlik
Pt		-1.916 <sup>a</sup>	Eşitmişlik
Pa		-5.784 <sup>a</sup>	Eşitmişlik
<b>Basher-Westerlund</b>			
Panel LM		0.630	Eşitmişlik

**Not:** Westerlund ve Basher-Westerlund istatistikleri için kritik değerler yatay kesit bağımlılığı dikkate alan bootstrap olarak hesaplanmıştır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 5.36 incelendiğinde, Pedroni panel v ve Grup ADF sınamaları dışında uygulanan eşitmişlik sınamaları para talebi, gelir ve faiz oranı arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla 14 yüksek ve orta üstü gelirli ülkeler için Tablo 5.37’de eşitmişlik model sonuçları verilmektedir.

Tablo 5.37 incelendiğinde homojenlik testi sonucunun oldukça büyük bir değer aldığı dolayısıyla istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle paneldeki birimlerin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durumda eşitmişlik modeli pooled olarak tahmin etmek doğru olmayacaktır.

Eşitmişlik model tahmin sonuçları incelendiğinde, para talebi regresyonundan tahmin edilen uzun dönem parametrelerinin işaretleri beklentiler yönünde çıkmıştır. Paneldeki durum açısından bakıldığında, gelir değişkeninin ortalama birim değer civarında olduğu, faiz oranı için ise -0.2’lerde olduğu görülmektedir. Bu durum 14 yüksek ve orta üstü gelirli ülkeler için, para talebi ve gelir arasında birim esnekliğinin olduğunu ileri süren geleneksel teori ile çelişmediği, sürekli gelir hipotezinin geçerli olduğu anlamına gelmektedir.

**Tablo 5.37: Eştümleşik Model Tahmin Sonuçları**

Ülkeler	OLS		DOLS		FMOLS	
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$
Kanada	1.835 (0.050)	-0.235 (0.032)	1.804 (0.400)	-0.270 (0.270)	1.830 (0.086)	-0.250 (0.054)
Çek Cumhuriyeti	0.779 (0.086)	-0.331 (0.041)	1.059 (1.069)	-0.302 (0.276)	0.720 (0.176)	-0.370 (0.080)
Kore	0.837 (0.108)	-0.188 (0.105)	1.349 (1.010)	0.102 (0.716)	0.870 (0.210)	-0.170 (0.198)
Letonya	1.650 (0.061)	0.154 (0.039)	1.672 (0.253)	0.153 (0.177)	1.660 (0.084)	0.160 (0.054)
Litvanya	0.967 (0.248)	-0.286 (0.156)	1.382 (1.190)	-0.295 (0.627)	1.280 (0.552)	-0.170 (0.327)
Malta	0.486 (0.199)	-1.402 (0.231)	0.329 (0.472)	-1.537 (0.513)	0.420 (0.412)	-1.470 (0.458)
Meksika	0.828 (0.024)	-0.247 (0.022)	0.861 (0.246)	-0.164 (0.272)	0.830 (0.045)	-0.240 (0.041)
Yeni Zelanda	1.652 (0.033)	-0.160 (0.028)	1.574 (0.238)	-0.208 (0.221)	1.660 (0.053)	-0.160 (0.044)
Norveç	1.006 (0.047)	0.044 (0.048)	1.107 (0.201)	0.081 (0.214)	1.050 (0.093)	0.070 (0.089)
Slovakya Cumhuriyeti	0.617 (0.075)	-0.661 (0.079)	0.588 (0.523)	-0.782 (0.456)	0.550 (0.141)	-0.780 (0.143)
İsveç	1.362 (0.066)	-0.064 (0.022)	1.354 (0.293)	-0.089 (0.095)	1.390 (0.072)	-0.070 (0.024)
Türkiye	1.024 (0.017)	-0.804 (0.100)	1.039 (0.083)	-0.731 (0.289)	1.030 (0.018)	-0.760 (0.102)
İngiltere	1.649 (0.464)	0.342 (0.542)	1.912 (0.831)	1.089 (0.870)	1.850 (0.432)	0.690 (0.493)
ABD	0.204 (0.022)	-0.007 (0.008)	0.170 (0.168)	-0.021 (0.071)	0.180 (0.046)	-0.02 (0.020)
<b>Panel</b>	1.076 <sup>a</sup> (0.017)	-0.168 <sup>a</sup> (0.020)	1.077 <sup>a</sup> (0.102)	-0.220 <sup>a</sup> (0.089)	1.090 <sup>a</sup> (0.020)	-0.250 <sup>a</sup> (0.027)
<b>Panel<sup>d</sup></b>	1.011 <sup>a</sup> (0.021)	-0.106 <sup>a</sup> (0.023)	1.055 <sup>a</sup> (0.106)	-0.180 <sup>a</sup> (0.109)	1.070 <sup>a</sup> (0.030)	-0.310 <sup>a</sup> (0.034)

**Homojenlik Testi:** 521.04E+8<sup>a</sup>

**Not:** Parantez içerisindeki değerler standart hatalardır. <sup>a</sup> 0.01 düzeyinde anlamlıdır, <sup>b</sup> 0.05 düzeyinde anlamlıdır, <sup>c</sup> 0.10 düzeyinde anlamlıdır. <sup>d</sup> ortak zaman trendli model.

Faiz oranı katsayısının para talebi modelinde negatif ve anlamlı olması, Türkiye'nin de içerisinde olduğu yüksek ve orta üstü gelirli ülkelerde faizinde yatırım aracı olduğu ve paranın yatırım amacıyla tutulduğunun bir göstergesidir. Modele ortak zaman trendi eklendiğinde hem gelir hemde faiz değişkenlerinde sonuçların benzer olduğu görülmektedir.

Sonuç olarak beşinci uygulama, 14 yüksek ve orta üstü gelirli ülkeler için uzun dönem para talebi fonksiyonunu tahmin etmektedir. Uygulamada pür zaman serisi için ADF ve PP sınamaları ve panel veri için Breitung, IPS, Fisher, Hadri ve Pesaran gibi panel birim kök testleri uygulanmış ve para talebi, gelir ve faiz değişkenlerinin durağanlığı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Serilerin birinci farkı alındıktan sonra durağanlaştığı belirlendiğinden,  $I(1)$  olan bu seriler arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için eştümleme analizi kullanılmıştır. Pür zaman serisi için Johansen, panel veri için Pedroni, Kao, Larsson-Lyhagen-Löthgren, Maddala-Wu, Westerlund ve Basher-Westerlund eştümleme sınamaları kullanılmıştır. Panel eştümleme analizleri sonucunda hem pür zaman serisi (Yeni Zelanda ve İngiltere hariç) hem de panel veriler için bu üç değişken arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu güçlü bir şekilde ortaya konulmuştur. Tahmin edilen uzun dönem parametreleri 14 yüksek ve orta üstü gelirden oluşan ülkelerde, talep gelir değişkenlerinin birim esnek olduğunu göstermektedir. Bu durum sürekli gelir hipotezinin 14 yüksek ve orta üstü ülke için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Faiz değişkeni ile para talebi arasındaki negatif ve anlamlı ilişki, ilgili ülkeler için faizin bir yatırım aracı olduğunu göstermektedir. Yani faiz değişkeninin bir servet etkisi yarattığını söylemek mümkündür.

## SONUÇ

Modern ekonometrik uygulamalarda ekonomik verilerin zaman serisi ve yatay kesitsel deęişimini bir arada kullanmak son yıllarda oldukça popüler olmuştur. Panel verilerin gelişimini sağlayan ve bu denli popüler olması birçok nedene bağlıdır. Bu nedenlerden en önemlisi, panel veri olarak derlenen verilerin yatay kesit ve zaman serisi boyutuna sahip olmasıdır. Bu iki boyut gözlemlere ilişkin bilgiler sunmakta ve birimler ve/veya zaman boyunca meydana gelen farklı davranışlarını anlama ve modelleme imkanı doğmaktadır.

Çalışmada panel verilerin genel yapısı gözden geçirilerek, gerek geleneksel panel veri analizi gerekse yeni gelişmelere yer verilmiştir. Daha sonra bu çerçevede panel verilere ilişkin beş temel uygulama yapılmıştır. Bu uygulamalar yapılırken hem zaman serisi hem de panel veri sonuçları karşılaştırmalı olarak verilmiştir. Çalışmanın teorik ve uygulama düzeyinde literatüre bazı önemli önemli katkılar yaptığını vurgulamakta fayda vardır. Bu katkılardan ilki birim boyutunun (N) zaman boyutu (T)'den büyük olduğu ( $N>T$ ) ve zaman boyutu (T)'nin birim boyutu (N)'den büyük olduğu ( $T>N$ ) durumlar bir arada değerlendirilmiştir. Bu çerçevede birinci uygulama  $N>T$  yaklaşımı ile alınmıştır. İki, üç, dört ve beşinci uygulamalar ise  $T>N$  için oluşturulmuştur. Burada  $T>N$  uygulamalarının fazla olması özellikle yeni gelişmelerin bu yönde olmasından kaynaklanmaktadır. Çalışmanın literatüre yaptığı bir diğer katkı, geleneksel panel veri modelleri ekonometri için önemli olan bazı varsayımlar çerçevesinde ele alınmış olmasıdır. Geleneksel panel veri analizleri uzun yıllardır yapılmasına rağmen, yatay kesit bağımlılığı, otokorelasyon ve deęişen varyans gibi ekonometrik varsayımların geçerlilięi çalışmaların büyük bir çoęunda göz ardı edilmiştir. Bu nedenle çalışmanın birinci bölümünde, geleneksel panel veri modelleri tanıtıldıktan sonra, ekonometrik problemlerin test edilmesi üzerinde durulmuştur.

Herhangi bir makro veya mikroekonomik veriyi panel veriler çerçevesinde modellenip tahmin edilmektedir. Birim boyutunun (N) zaman boyutu (T)'den büyük olduğu durumlarda deęişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmek için temelde üç farklı yaklaşım kullanılmaktadır. Bu yaklaşımlar pooled (havuzlanmış) en küçük kareler



(POLS), sabit etkiler (FE) ve rassal etkiler (RE) modelleridir. Çalışmada yapılan ilk uygulama her üç model yapısını içerecek şekildedir. Birinci uygulamada 2000-2008 dönemi için IMKB’de fiyat-kazanç oranı ve hisse senedi fiyatları arasında sektörel bazda anlamlı ilişki olup olmadığı iki farklı model yardımıyla araştırılmıştır. POLS, FE ve RE modelleri kullanılarak yapılan uygulamada ayrıca düşük oranda fiyat-kazanç oranı ilişki olup olmadığı da test edilmiştir.

Elde edilen sonuçlara göre IMKB’deki tüm sektörlerde fiyat-kazanç oranı ilişkisi söz konusu değildir. Altışar aylık dönem için 24 sektörün sadece 6’sı, üçer aylık döneme göre de 5 sektörde hisse senedi fiyatı ile fiyat kazanç oranı ilişkisi olduğu bulunmuştur. Altışar aylık dönemler için hesaplanan fiyat-kazanç oranı parametresi anlamlı olan sektörlerin tamamında üçer aylık dönem için ise metal eşya dışındakilerde birim değerden düşüktür. Yani ilgili sektörlerde literatürle uyumlu olarak “düşük oranda fiyat-kazanç oranı” ilişkisinin geçerli olduğu bulunmuştur.

Bankalar, finansal kiralama ve giyim sektörleri için sadece altışar aylık döneme göre fiyat-kazanç oranı anlamlı iken, gmyo, haberleşme ve holding sektörlerinin hem altışar aylık hem de üçer aylık dönemlerde de anlamlı olduğu ve maden ve metal eşya sektörlerinin sadece üçer aylık dönemlere göre anlamlı olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla hesaplanan fiyat-kazanç oranlarının altışar aylık veya üçer aylık olması sektör davranışına göre farklılık gösterdiğinden, yatırım yaparken ilgili sektör için hangisinin anlamlı olduğuna bakılması gerekmektedir.

Zaman boyutunun (T) birim boyutu (N)’den büyük olduğu durumlarda değişkenler arasındaki ilişkiyi tahmin etmeden önce serilerin zaman içerisinde kararlı bir yapı gösterip göstermediklerinin incelenmesi gerekmektedir. Diğer bir ifadeyle panelde yer alan birimlerin durağanlık yapılarının belirlenmesi gerekmektedir. Panel verilerin durağanlık sınamalarını içeren üçüncü bölüm birkaç önemli hususta literatüre katkı sağlamaktadır. Bu katkılar arasında, birim kök sınaması yaparken paneldeki birimlerin heterojen ve yatay kesit bağımlılığının olması yer almaktadır. Durağan-dışı paneller analiz ederken dikkat edilmesi gereken bir diğer durum, paneli oluşturan serilerde yapısal kırılmanın olabileceğidir. Dolayısıyla çalışmanın üçüncü bölümü heterojenlik, yatay kesit bağımlılığı ve yapısal kırılmaları dikkate alması nedeniyle literatüre önemli katkılar sağlamıştır. Çalışmada yapılan ikinci uygulama 1988-2009

dönemi için Türkiye’deki işsizlik oranında histeri etkisi olup olmadığı sektörel olarak yapısal kırılmasız ve yapısal kırılmalı birim kök sınamaları ile test edilmiştir. Bu sektörler; elektrik, hizmet, imalat, inşaat, maden, mali, tarım, ticaret ve ulaştırma’dır. İkinci uygulamada elde edilen sonuçlar şu şekilde özetlenebilir.

Hem yapısal kırılmasız pür zaman serisi çerçevesinde uygulanan testler hem de yapısal kırılmasız panel veri çerçevesinde uygulanan testler, genel olarak benzer sonuçlar vererek Türkiye’deki işsizlik oranının hem sektörel hem de genel olarak durağan-dışı olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla bu testlere göre Türkiye’deki işsizlik oranında histeri etkisi vardır.

Son dönem gelişmeler dikkate alınarak yapısal kırılma etkisi hem pür zaman serisi birim kök testlerinde hem de panel birim kök testinde göz önünde bulundurulduğunda PANKPSS testi serinin durağanlaştığını, Panel LM testi ise serilerin hala durağan-dışı olduğunu ortaya koymaktadır. Gerek Panel LM gerekse PANKPSS testleri farklı sonuçlar verse de her ikisi de işsizlik oranında yapısal kırılma olduğu konusunda ortak karara varmaktadır. Bu durum Türkiye’deki işsizlik oranının krizlerden etkilenmeye müsait bir yapıda olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla Türkiye’deki işsizlik oranında bir istikrarın olmadığı ve meydana gelecek kriz gibi ekonomik şoklardan etkilendiğini ortaya koymaktadır.

Histeri üzerinde ortaya atılan; histeri, doğal oran ve yapısalcı görüş hipotezlerinin Türkiye için geçerliliğini hem pür zaman serisi hem de panel veriler çerçevesinde analiz eden uygulamada, bulunan sonuçlar genel olarak incelendiğinde, Türkiye’deki işsizlik oranında üçüncü hipotez olarak sunulan yapısalcı görüşün geçerli olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır. Dolayısıyla işsizlik sorununun çözümlenmesi için hükümetlerin yapısalcı reformlar uygulaması gerekmektedir.

İki veya daha fazla durağan-dışı panel arasında anlamlı bir ilişkinin ortaya çıkabilmesi bu panellerin eştümleşik olmasına bağlıdır. Eştümleşme analizinin teorisi genellikle stokastik trende sahip (durağan-dışı) değişkenlerin doğrusal kombinasyonun olduğunu ileri sürmektedir. Yani durağan-dışı değişkenler arasında uzun dönemde birlikte hareket ettikleri bir denge ilişkisi olması, bu değişkenlerin eştümleşik olmasına bağlıdır. Çalışmanın dördüncü bölümü eştümleşme sınamalarını ortaya koyarken, paneldeki birimlerin heterojen, yatay kesit bağımlılığının olması ve yapısal kırılmalar

içermesi çerçevesinde ele alınmaktadır. Dolayısıyla çalışmanın dördüncü bölümü heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alması yönünden literatüre önemli katkılar sağlamıştır. Ayrıca birim kök sınamalarında olduğu gibi eştümleşme sınamalarında da yapısal kırılmanın gözönünde bulundurulması gerekmektedir. Dolayısıyla panellerde ve/veya eştümleşik regresyon ilişkisinde yapısal kırılmanın olduğu durumları dikkate alabilen sınamaları içermesi yönünden dördüncü bölüm literatüre önemli katkılar yapmaktadır.

Çalışmada yapılan üçüncü uygulama, G7 ülkeleri için satınalma gücü (SGP) paritesinin geçerliliği hem pür zaman serisi hemde panel veriler çerçevesinde ele almaktadır. SGP'nin geçerliliği için literatürde kullanılan yaklaşımlardan biri birim kök sınaması yaklaşımıdır. Bu nedenle üçüncü uygulamanın ilk kısmında yapısal kırılmayı dikkate almayan pür zaman serisi için ADF, PP, KPSS ve LM sınamaları ve panel veri için; LLC, Breitung, IPS, Maddala-Wu, Hadri, Pesaran ve LM birim kök testleri SGP serisinin durağan-dışı olduğunu göstermiştir. Yani yapısal kırılmasız panel birim kök testleri G7 ülkeleri için SGP'nin geçerli olmadığını göstermiştir. Bunun üzerine yapısal kırılmayı dikkate alan PANKPSS ve Panel LM testleri uygulanmış ve testler sonucunda hem pür zaman serisi hem de panel veri için SGP'nin geçerli olduğunu sonucuna ulaşılmıştır.

SGP'nin geçerliliği için literatürde kullanılan ikinci yaklaşım eştümleşme yaklaşımıdır. Uygulamada yine öncelikle yapısal kırılmayı dikkate almayan; pür zaman serisi için Johansen ve Banerjee-Carrion-i Silvestre (yapısal kırılmasız versiyonu), panel veri için; Pedroni, Kao, Larsson-Lyhagen-Löthgren, Maddala-Wu, Westerlund, Westerlund (yapısal kırılmasız versiyonu) ve Banerjee-Carrion-i Silvestre (yapısal kırılmasız versiyonu) eştümleşme sınamaları kullanılmıştır. Uygulanan yapısal kırılmasız eştümleşme analizleri hem pür zaman serisi hem de panel veriler için ağırlıklı olarak nominal döviz kuru ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermektedir. O halde ilgili dönem için G7 ülkelerinde reel döviz kurundan sapmaların kalıcı olduğu ve nominal döviz kurunun fiyat farklılığını ortadan kaldıracak şekilde gerçekleşmediği söylenebilir. Son olarak pür zaman serisi için yapısal kırılmalı Banerjee-Carrion-i Silvestre ve panel veri için yapısal kırılmalı Westerlund, Banerjee-Carrion-i Silvestre ve Basher-Westerlund eştümleşme sınamaları

dikkate alınarak SGP'nin geçerli olup olmadığı bir kez daha sınanmıştır. Nihayetinde yine hem pür zaman serisi hem de panel veriler çerçevesinde yapısal kırılma dikkate alındığında G7 ülkelerinde SGP'nin geçerli olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Tahmin edilen eştümleşik model tahminleri sonucunda G7 ülkeleri için SGP'nin zayıf formda geçerli olduğu ortaya koymaktadır.

Sonuç olarak dördüncü uygulamada, 22 OECD ülkesi verisini kullanarak Fisher etkisinin geçerli olup olmadığını hem pür zaman serisi hemde panel veriler çerçevesinde ele alınmaktadır. Fisher etkisinin geçerliliği sınanırken gerek pür zaman serisi gerekse panel veriler için eştümleşme analizi kullanılmıştır. Uygulamada pür zaman serisi için ADF ve KPSS sınamaları ve panel veri için; IPS, Maddala-Wu, Hadri ve Pesaran birim kök testleri faiz ve enflasyon oranının birinci mertebeden tümleşik olduğu bulunmuştur. Daha sonra uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyabilmek için pür zaman serisi için Johansen ve Banerjee-Carrion-i Silvestre, panel veri için; Pedroni, Kao, Larsson-Lyhagen-Löthgren, Maddala-Wu, Westerlund ve Banerjee-Carrion-i Silvestre eştümleşme sınamaları kullanılmıştır. Uygulanan eştümleşme analizleri hem pür zaman serisi hem de panel veriler için ağırlıklı olarak faiz ve enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. O halde ilgili dönem için OECD ülkelerinde Fisher etkisinin geçerli olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. Tahmin edilen eştümleşik model tahminleri, OECD ülkeleri için Fisher etkisinin zayıf formda geçerli olduğu ortaya koymaktadır.

Beşinci uygulama, 14 yüksek ve orta üstü gelirli ülkeler için uzun dönem para talebi fonksiyonunu tahmin etmektedir. Uygulamada pür zaman serisi için ADF ve PP sınamaları ve panel veri için Breitung, IPS, Fisher, Hadri ve Pesaran gibi panel birim kök testleri uygulanmış ve para talebi, gelir ve faiz değişkenlerinin durağan-dışı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Serilerin birinci farkı alındıktan sonra durağanlaştığı belirlendiğinden,  $I(1)$  olan bu seriler arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için eştümleşme analizi kullanılmıştır. Pür zaman serisi için Johansen, panel veri için Pedroni, Kao, Larsson-Lyhagen-Löthgren, Maddala-Wu, Westerlund ve Basher-Westerlund eştümleşme sınamaları kullanılmıştır. Panel eştümleşme analizleri sonucunda hem pür zaman serisi (Yeni Zelanda ve İngiltere hariç) hem de panel veriler için bu üç değişken arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu güçlü bir şekilde ortaya konulmuştur. Tahmin

edilen uzun dönem parametreleri 14 yüksek ve orta üstü gelirlili ÷lkede, talep gelir deęişkenlerinin birim esnek olduğunu göstermektedir. Bu durum sürekli gelir hipotezinin 14 yüksek ve orta üstü ÷lke için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Faiz deęişkeni ile para talebi arasındaki negatif ve anlamlı ilişki, ilgili ÷lkeler için faizin bir yatırım aracı olduğunu göstermektedir. Yani faiz deęişkeninin bir servet etkisi yarattığını söylemek mümkündür.

## KAYNAKLAR

- Ahlgren, Niklas - Sjö, Bo - Zhang, Jianhua, “Panel Cointegration of Chinese A and B Shares”, *Working Papers in Economics*, 300, 2008, pp. 1-36.
- Akgül, Işıl, “Satınalma Gücü Paritesi: Uzun Dönem Yaklaşımı”, *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 1995, ss. 61-100.
- Akinlo, A. E. “The Stability of Money Demand in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach”, *Journal of Policy Modeling*, 28, 2006, pp. 445-452.
- Alba, J. D. - Papell, D. “Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from the Panel Data Tests”, *Journal of Development Economics*, 83, 2007, pp. 240-251.
- Anderson, Richard - Qian, Hailong - Rasche, Robert, “Analysis of Panel Vector Error Correction Models Using Maximum Likelihood, the Bootstrap, and Canonical Correlation Estimator”, *FRB of St. Louis Working Paper*, 2006, pp. 1-47.
- Andrescu, A. - Mohammadi, H. - Payne, J. E., “Long-run Estimates of Money Demand in Romania”, *Applied Economics Letters*, 11, 2004, pp. 861-864.
- Arellano, M. - Bover, O., “Another Look at Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68, 1995, pp. 29-51.
- Arestis, P. - Mariscal, I. B. F., “OECD Unemployment: Structural Breaks and Stationarity”, *Applied Economics*, 32, 2000, pp. 399-403.
- Arestis, P. - Mariscal, I. B.-F., “Unit Roots and Structural Breaks in OECD Countries”, *Economics Letters*, 65, 1999, pp. 149-156.
- Aslan, Nurdan - Kanbur, Nesligül “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı”, *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 23, 2, 2007, ss. 9-43.
- Assarsson, Bengt - Jansson Per, “Unemployment Persistence: The Case of Sweden”, *Applied Economics Letters*, 5, 1998, pp. 25-29.
- Aydoğan, K. - Güney A., “Hisse Senedi Fiyatlarının Tahmininde F/K Oranı ve Temettü Verimi”, *İMKB Dergisi*, 1, 1997, ss.89-96.
- Azali, M. - Habibullah, M. S. - Baharumshah, A. Z., “Does PPP Hold Between Asian and Japanese Economies? Evidence Using Panel Unit Root and Panel Cointegration”, *Japan and the World Economy*, 13, 2001, pp. 35-50.

- Baharumshah, A. Z., "Stock Prices and Long-run Demand for Money: Evidence from Malaysia", *International Economic Journal*, 18, 2004, pp. 389-407.
- Bahmani-Oskooee, M., "How Stable is M2 Money Demand Function in Japan", *Japan and the World Economy*, 13, 2001, pp. 455-461.
- \_\_\_\_\_, "Stability of the Demand for Money in Korea", *International Economic Journal*, 16, 2002, pp. 85-95.
- Bahmani-Oskooee, M., - Martin, M.A. G. - Niroomand, F., "Exchange Rate Sensitivity of the Demand for Money in Spain", *Applied Economics*, 30, 1998, pp. 607-612.
- Bahmani-Oskooee, M. B. - Techaratanachai, A., "Currency Substitution in Thailand", *Journal of Policy Modeling*, 23, 2001, pp. 141-145.
- Bahmani-Oskooee, M. - Ng, R. C. W., "Long-run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model", *International Journal of Business and Economics*, 1, 2002, pp. 147-155.
- Bahmani-Oskooee, M. B. - Economidou, C., "How Stable is the Demand for Money in Greece?", *International Economic Journal*, 19, 2005, pp. 461-472.
- Bai, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, 1, 1998, pp. 47-78.
- Bai, Jushan - Perron, Pierre, 'Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis', in Corbae P. D., Durlauf S. N. and Hansen B. E. (eds), *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research*, Cambridge University Press, Cambridge, 2001.
- Balestra, Pietro, "Introduction to Linear Models for Panel Data", *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, (Edit.: László Mátyás - Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, 1996a, pp. 25-33.
- \_\_\_\_\_, "Fixed Effect Models and Fixed Coefficient Models", *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, (Edit.: László Mátyás - Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, 1996b, pp. 34-49.
- Baltagi, Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley Sons Inc., Third Edit., Chichester, 2005.
- Baltagi, Badi H. - Pesaran, M. Hashem, "Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, pp. 232-232.

- Banerjee, A. - Dolado, J. J. - Mestre, R., "Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in A Single Equation Framework", *Journal of Time Series Analysis*, 19, 1998, pp. 267-283.
- Banerjee, Anindya - Carrion-i Silvestre, Josep LLuis, "Cointegration in Panel Data with Breaks and Cross-Section Dependence", *Working Paper*, European Central Bank, 591, 2006, pp. 1-56.
- Barıřık, Salih - evik, Emrah İsmail "Türkiye'de İřsizlikte Histeri Etkisinin Paralı Durađanlık Testi ile Analizi", *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, Malatya, 2007, ss. 1-24.
- Barıřık, Salih - evik, Emrah İsmail, "İřsizlikte Histeri Etkisi: Uzun Hafıza Modelleri", *Kamu-iř*, 9, 4, 2008, ss.1-36.
- Barlow, D., - Radulescu R., "Purchasing Power Parity in Transition Economies: The Case of The Romanian Leu Against The Dolar", *Post-Communist Economies*, 14, 1, 2002, pp. 123-135.
- Barlow, D., "Purchasing Power Parity in Three Transition Economies". *Economics of Planning*, 36, 3, 2003, pp. 201-221.
- Basher, S. A. - Mohsin, M., "PPP Tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries", *Applied Economics Letters*, 11, 3, 2004, pp. 163-166.
- Basher, Syed A. - Westerlund, Joakim, "Panel Cointegration and the Monetary Exchange Rate Model", *Economic Modelling*, 26, 2009, pp. 506-513.
- Basu, S., "The Relationship Between Earnings' Yield Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, 1, 1983, pp. 129-156.
- \_\_\_\_\_, "Investment Performance of Common Stock in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of Efficient Market Hypothesis", *Journal of Finance*, 32, 3, 1977, pp. 663-682.
- Baum, Christopher F., "Residual Diagnostics for Cross Section Time Series Regression Models", *The Stata Journal*, 1, 1, 2001, pp. 101-104.
- Beck, Nathaniel - Katz, Jonathan N., "What to do (and not to do) with Time Series Cross Section Data", *The American Political Science Review*, 89, 3, 1995, pp. 634-647.
- Berument, Hakan - Jelassi, Mohammed M., "The Fisher Hypothesis: A Multi Country Analysis", 34, 2002, pp. 1645-1655.
- Berument, Hakan - Tařçı, H., "Monetary Policy, Income and Prices: a Stability Assessment", *Applied Economics Letters*, 9, 2002, pp. 685-694.
- Berument, Hakan - Ceylan, Nildađ B. - Olgun, Hasan, "Inflation Uncertainty and Interest Rates: Is the Fisher Relation Universal?", *Applied Economics*, 39, 2007, pp. 53-68.



- Blanchard, O.J. - Summers, L.H., “Hysteresis and the European Unemployment Problem”, (Edit.: S. Fischer), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, MA, 1986.
- Blanchard, O.J. - Summers, L.H., “Hysteresis in Unemployment”, *European Economic Review*, 31, 1987, pp. 288–295.
- Breen, W. - Savage, J., “Portfolio Distribution and Test of Security Selection Models” *Journal of Finance*, 23, 1968, pp. 805-821.
- Breen, W., “Low Price-Earnings Ratios and Industry Relatives”, *Financial Analysts Journal*, 24, 4,, 1968, pp. 125-127.
- Breitung, Jörg, “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data”, *Advances in Econometrics*, 15, 2000, pp. 161–177.
- \_\_\_\_\_, “A Parametric Approach to The Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data”, *Econometric Reviews*, 24, 2, 2005, pp. 151–173.
- Breitung, Jörg - Das, Samarjit, “Panel Unit Root Tests Under Cross Sectional Dependence”, *Statistica Neerlandica*, 59, 4, 2005, pp. 414-433.
- Breitung, Jörg - Meyer, Wolfgang., “Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?”, *Discussion Paper*, 1991, pp. 1-16.
- Breusch, T. S. - Pagan A. R., “The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics”, *Review of Economic Studies*, 47, 1980, pp. 239-53.
- Brunello, G., “Hysteresis and the Japanese Unemployment Problem: A Preliminary Investigation”, *Oxford Economic Papers*, 42, 1990, pp. 483-500.
- Camarero, Mariam - Carrion-i Silvestre, Josep LLuis - Tamarit, Cecilio, “Testing for Hysteresis in Unemployment in OECD Countries: New Evidence Using Stationarity Panel Tests with Breaks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 2, 2006, pp.167-182.
- Campbell, J. Y. - Shiller, R., “Stock Prices, Earnings and Expected Dividends”, *Journal of Finance*, 43, 1988, pp. 661–676.
- Campbell, J. Y. - Perron, P., “Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots”, Eds. Blanchard, O. - Fischer, S., MIT Press, Cambridge, 1991.
- Carrion-i Silvestre, Josep LLuis - Barrio-Castro, Tomas Del - Lopez-Bazo, Endrique, “Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita”, *Working Papers in Economics*, Universitat de Barcelona, Spain, 2003, pp. 1-26.

- Carrion-i Silvestre, Josep LLuis - Barrio-Castro, Tomas Del - Lopez-Bazo, Endrique, "Evidence on the Purchasing Power Parity in A Panel of Cities", *Applied Economics*, 36, 2004, pp. 961-966.
- Carrion-i Silvestre, Josep LLuis - Barrio-Castro, Tomas Del - Lopez-Bazo, Endrique, "Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita", *Econometrics Journal*, 8, 2005a, pp. 159-175.
- Carrion-i Silvestre, Josep LLuis, "Health Care Expenditure and GDP: Are They Broken Stationary", *Econometrics Journal of Health Economics*, 24, 2005b, pp. 839-854.
- Cecchetti, S. G - Lam, P. S. - Mark, N. C., "Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices", *American Economic Review*, 80, 1990, pp. 398-418.
- Cerrato, Mario - Sarantis, Nicholas, "A Bootstrap Panel Unit Root Test Under Cross-Sectional Dependence with an Application to PPP", *Computational Statistics & Data Analysis*, 51, 2007a, pp. 4028-4037.
- Cerrato, Mario - Sarantis, Nicholas, "Does the Purchasing Power Parity Hold in Emerging Markets? Evidence from a Panel of Black Market Exchange Rates", *International Journal of Finance and Economics*, 12, 4, 2007b, pp. 427-444.
- Chang, Hsu-Ling, - Chen, Yahn-Shir - Su, Chi-Wei - Chang, Ya-Wen, "The Relationship between Stock Price and EPS: Evidence Based on Taiwan Panel Data.", *Economics Bulletin*, 3, 30, 2008, pp. 1-12.
- Chang, Tsangyao - Yang, Ming Jing - Liao, Hui-Chin - Lee, Chia-Hao, "Hysteresis in Unemployment: Empirical Evidence from Taiwan's Region Data Based on Panel Unit Root Tests", *Applied Economics*, 39, 2007, pp. 1335-1340.
- Chen, B. McCoskey, S. Kao, C., "Estimation and Inference of A Cointegrated Regression in Panel Data: A Monte Carlo Study", *American Journal of Mathematical and Management Sciences*, 19, 1999, pp. 75-114.
- Chatfield, Chris, *The Analysis of Time Series: An Introduction*, Sixth Edition, Chapman&Hall/CRC, London, 2004.
- Choi, In, "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20, 2001, pp. 249-272.
- \_\_\_\_\_, "Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels", *Mimeo*, Hong Kong University of Science and Technology, 2002, pp. 1-26.
- Christev, A., - Noorbakhsh, A., "Long-Run Purchasing Power Parity, Prices and Exchange Rates in Transition: The Case of Six Central and East European Countries", *Global Finance Journal*, 11, 1-2, 2000, pp. 87-108.

- Civcir, İ., “Money Demand, Financial Liberalization and Currency Substitution in Turkey”, *Journal of Economic Studies*, 30, 2003, pp. 514-534.
- Crowder, William. J., - Hoffman, D. L., “The Long-Run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 1, 1996, pp. 102–118.
- Crowder, William. J. - Sonora, Robert J., “Intra-National Evidence of the Fisher Effect”, *Working Papers*, 2002, pp. 1-49.
- Crowder, William. J., “Panel Estimates of the Fisher Effect”, *Working Papers*, 2003, pp. 1-46.
- Çağlayan, Ebru - Şak, Nazan, “OECD Ülkelerinde Satınalma Gücü Paritesi: Panel Eşbütünleme Yaklaşımı”, *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 26, 1, 2009, ss. 483-500.
- Damodaran, A., “Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset”, John-Wiley & Sons Inc., New York, 2002.
- Demir, A. - Küçükkiremitçi, O. - Pekkaya, S. - Üreten, A., “İMKB’deki Sanayi Şirketlerinin Hisse Senedi Getirileri ile Finansal Oranları Arasındaki İlişkilerin Belirlenmesi ve Bu İlişkilere Göre Şirketlerin Sıralandırılması (1992, 1993, 1994 Yılları İçin Bir Uygulama), SPK Yayın No: 56, 1997.
- Dickey, D. A. - Fuller, W. A., “Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, pp. 427-431.
- Dickey, D. A. - Fuller, W. A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, 1981, pp. 1057-1072.
- Drine, I - Rault, C., “Purchasing Power Parity for Developing and Developed Countries, What can We Learn From Non-Stationary Panel Data Models”, *Journal of Economic Surveys*, 22, 4, 2008, pp. 752-773.
- Drukker, David M., “Testing for Serial Correlation in Linear Panel Data Models”, *The Stata Journal*, 3, 2, 2003, pp. 168-177.
- Elliot, G. - Rothenberg, T. J. - Stock, J. H., “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, 64, 1996, pp. 813-836.
- Engle, R. F. - Granger, C. W. J., “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-276.

- Eryiğit, Kadir Y., “Döviz Kuru Davranışları Alternatif Modeller: Türkiye Örneği”, *Yayınlanmamış Doktora Tezi*, Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2008.
- Erlat, Haluk, “The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 39, 2, 2003, pp. 70-97.
- Erlat, Haluk - Özdemir, Nilüfer, “A Panel Approach to Investigating the Persistence in Turkish Real Exchange Rates”, *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 5, 2003, pp. 1-21.
- Esaka, Taro, “Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity Between Japan Cities, 1960-1998: Disaggregated Price Data” *Japan and the World Economy*, 15, 2003, pp. 233-244.
- Ewing, B. T. - Wunnava, Ph. V., “Unit Roots and Structural Breaks in North American Unemployment Rates”, *North American Journal of Economics and Finance*, 12, 2001, pp. 273–282.
- Fama, E., “Stock Returns, Expected Returns And Real Activity”, *Journal of Finance*, 45, 4, 1990, pp. 1089–1108.
- Fisher, Irwin, *The Purchasing Power of Money*, Macmillian Ltd., New York, 1911.
- Fisher, R. A., *Statistical Methods for Research Workers*, 4th Edition, Oliver & Boyd, Edinburg, 1932.
- Frankfort-Nachmias, Chava - Nachmias, David, *Research Methods in the Social Sciences*, Edward Arnold, London, 1992.
- Frees, E.W., “Assessing Cross-Sectional Correlation in Panel Data”, *Journal of Econometrics* 69, 1995, pp. 393-414.
- \_\_\_\_\_, “Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences”, Cambridge University Press, 2004.
- Friedman, Milton, “The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance”, *Journal of the American Statistical Association*, 32, 1937, pp. 675-701.
- \_\_\_\_\_, “The Quantity Theory of Money: A Restatement”, (Ed. Milton Friedman), *Studies in the Quantity Theory of Money*, 1956, pp. 3-21.
- Ghazali, Noor A. - Ramlee, Shamshubariah, “A Long Memory Test of the Long-Run Fisher Effect in the G7 Countries”, *Applied Financial Economics*, 13, 2003, pp. 763-769.
- Granville, Brigitte - Mallick, Sushanta, “Fisher Hypothesis: UK Evidence Over A Century”, *Applied Economics Letters*, 11, 2004, pp. 87-90.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, Prentice–Hall, New Jersey, 2000.

- \_\_\_\_\_, *Econometric Analysis*, Fifth Edition, Prentice Hall, New York, 2003.
- Gregory, A. W. - Hansen, B. E., “Residual Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, *Journal of Econometrics*, 70, 1996, pp. 99-126.
- Gujarati, Domador N., *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw-Hill Comp., New York, 2004.
- Gutierrez, Luciano, “On the Power of Panel Cointegration Tests: A Monte Carlo Comparison”, *Economics Letters*, 80, 2003, pp. 105-111.
- Gül, Ekrem - Açıkalın, Sezgin, “An Examination of Fisher Hypothesis: The Case of Turkey”, *Applied Economics*, 40, 24, 2008, pp. 3227-3231.
- Güloğlu, Bülent - İvrendi, Mehmet, “Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin Amerika”, *Applied Economics Letters*, 2008, pp. 1-6.
- Güloğlu Bülent - İspir, M. Serdar, “Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye için Sektörel Panel Birim Kök Analizi”, *X. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, Erzurum 27-30 Mayıs 2009, ss 1-8.
- Hadri, Kaddour - Larsson, Rolf, “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data Where the Time Dimension is Finite”, *Econometrics Journal*, 8, 2005, pp. 55–69.
- Hadri, Kaddour, “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 3, 2000, pp. 148–161.
- Hafer, R. W. - Kutan, M. A., “Financial Innovation and the Demand for Money: Evidence from the Philippines”, *International Economic Journal*, 17, 2003, pp. 17-27.
- Halcoussis, Dennis, *Understanding Econometrics*, Thomson Sount Western, Australia, 2005.
- Hall, Alastair, R., “Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest with Data-Based Model Selection”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 4, 1994, pp.461-470.
- Hamuri, N. - Hamuri, S., “Stability of the Money Demand Function in Germany”, *Applied Economics Letters*, 6, 1999, pp. 329-332.
- Harb, Nasri, “Money Demand Function: A Heterogeneous Panel Application”, *Applied Economics Letters*, 11, 2004, pp. 551-555.
- Harris, Richard - Sollis, Robert, *Applied Time Series Modelling and Forecasting*,: John Wiley & Sons. Ltd., The Atrium, 2003.
- Hausman, Jerry A., “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, 46, 1978, pp. 1251-1271.

- Hlouskova, Jaroslava - Wagner, Martin, "The Performance of Panel Unit Root and Stationarity Tests: Results from a Large Scale Simulation Study", *Econometric Reviews*, 25, 1, 2006, pp. 85-116.
- Hoyos, Rafael E. D. - Sarafidis, V., "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models", *The Stata Journal*, 6, 4, 2006, pp. 482-496.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge, 2003.
- \_\_\_\_\_, "Why Panel Data?", Institute of Economic Policy Research University of Southern California, *Working Paper*, 05.33, 2005, pp. 1-17.
- Ibrahim, M. H. "An Econometric Analysis of Money Demand and Its Stability In the Malaysian Economy", *Indian Economic Review*, 33, 1998, pp. 53-66.
- \_\_\_\_\_, "Financial Factors and the Empirical Behavior of Money Demand: A Case Study of Malaysia", *International Economic Journal*, 15, 2001, pp. 55-72.
- Im, Kyung-So - Lee, Junsoo, "Panel LM Unit Root Tests with Level Shifts", *Manuscript, University of Central Florida*, 2001, pp. 1-26.
- Im, Kyung So - Pesaran, M. Hashem - Shin, Yongcheol, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", University of Cambridge, *Working Papers*, 1997.
- Im, Kyung So - Pesaran, M. Hashem - Shin, Yongcheol, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115, 2003, pp. 53-74.
- Im, Kyung-So - Lee, Junsoo - Tieslau, Margie, "Panel LM Unit Root Tests with Level Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 3, 2005, pp. 393-419.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics Yearbook 2005*, IMF, 2005.
- Intriligator, Michael D., *Econometric Models, Techniques, and Applications*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company, Oxford, 1978.
- Jaeger, A. - Parkinson, M., "Some Evidence on Hysteresis in Unemployment Rates", *European Economic Review*, 38, 1994, pp. 329-342.
- Jewell, Todd - Lee, Junsoo - Tieslau, Margie - Strazicich, Mark C., "Stationarity of Health Expenditures and GDP: Evidence From Panel Unit Root Tests with Heterogeneous Breaks", *Journal of Health Economics*, 22, 2003, pp. 313-323.
- Johansen, Soren, *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford, 1995.

- Johnston, Jack - DiNardo, John, *Econometric Methods*, McGraw-Hill Inc., Fourth Edit., New York, 1997.
- Judge G. G. - Hill, R. C. - Griffiths, W. E. - Lütkepohl, H. - Lee, T-C, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, 1982, s. 468.
- Kanalıcı-Akay, Hülya - Nargeleçekenler, Mehmet, "Para Talebi ve Reel Hisse Senedi Fiyatları: Türkiye Örneği", *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 45, 518, 2008 ss. 27-36.
- Kanalıcı-Akay Hülya - Yılmaz, Feridun - Nargeleçekenler, Mehmet "Is Hysteresis Important for Turkish Economy", *2 th International Conference on Social Sciences*, İzmir, 10-13 September 2009, pp. 1-16.
- Kao, Chihwa, "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, 1999, pp. 1-44.
- Kao, Chihwa - Chiang, M. H., "On the Estimation and Inference of A Cointegrated Regression in Panel Data", *Advances in Econometrics*, 15, 2000, pp. 179-222.
- Karan, M. B.,(1996), "Hisse Senetlerine Yapılan Yatırımların Performanslarının Fiyat/Kazanç Oranına Göre Değerlendirilmesi: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 11, 119, 1996, ss. 26-35.
- Karfakis, C. - Opuolos, M. S., "On the Stability of the Long-run Money Demand in Greece", *Applied Economics Letters*, 7, 2000, pp. 83-86.
- Kasman, Saadet - Kasman Adnan - Turgutlu, Evrim, "Fisher Hypothesis Revised A Fractional Cointegration Analysis", *Emerging Markets Finance and Trade*, 42, 6, pp. 59-76.
- Kasman, Saadet - Ayhan, Duygu, "Avrupa Birliği'nin Genişleme Sürecinde Satın Alma Gücü Paritesi Sağlanıyormu?", *2. Ulusal İktisat Kongresi*, 20-22 Şubat 2008, ss. 1-14.
- Kennedy, Peter, *A Guide to Econometrics*, Fifth Edition, Blackwell Publishing, Malden, MA, 2007.
- Keynes, John M., *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillian Ltd., New York, 1936.
- Küçükkale, Yakup, "Doğal İşsizlik Oranındaki Keynesyen Histeri Üzerine Klasik Bir İnceleme: Kalman Filtre Tahmin Tekniği ile Türkiye Örneği 1950-1995," *V. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, 19-22 Eylül Adana, 2001, ss. 1-12.
- Kwiatkowski D. - Phillips, P. C. B. - Schmidt, P. - Shin, Y., "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 1992, 54, pp. 159-178.

- Larsson, Rolf - Lyhagen, Johan - Löthgren, Mikael, "Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous Panels", *Econometrics Journal*, 4, 2001, pp. 109-142.
- Lee, Chien-Chiang - Chang, Chun-Ping, "Mean reversion of inflation rates in 19 OECD countries: Evidence from panel Lm unit root tests with structural breaks", *Economics Bulletin*, 3, 23, 2007, pp. 1-15.
- Lee, Junsoo - Strazicich, Mark C., "Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 2001, pp. 535-558.
- Lee, Junsoo - Strazicich, Mark C., "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85, 2003, pp. 1082-1089.
- Lee, Junsoo - Strazicich, Mark C., "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Breaks", *Working Papers*, 17, 2004, pp. 1-16.
- Leon-Ledesma, Miguel A., "Unemployment Hysteresis in the US States and The EU: A Panel Approach", *Bulletin of Economic Research*, 54, 2, 2002, pp. 95-103.
- Leslie, D. - Pu, Y. - Wharton, A., "Hysteresis Versus Persistence in Unemployment: a Skeptical Note on Unit Root Tests", *Labour*, 9, 1995, pp. 507-523.
- Levin, Andrew - Lin, Chien-Fu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Working Paper*, UC San Diego, 23, 1992.
- Levin, Andrew - Lin, Chien-Fu, "Unit Root Tests in Panel Data: New Results", University of California at San Diego, *Discussion Paper*, No. 56, 1993.
- Levin, Andrew - Lin, Chieng-Fu - Chu, Chia-Shang James, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108, 1, 2002, pp. 1-24.
- Lin, B.-H. - Wang, J., "Systematic Skewness in Asset Pricing: an Empirical Examination of The Taiwan Stock Market", *Applied Economics*, 35, 2003, pp. 1877-1887.
- Liu, J. Wu, S. Zidek, J. V., "On Segmented Multivariate Regressions", *Statistica Sinica*, 7, 1997, pp. 497-525.
- Lopez, C. - Papell, D. H., "Convergence to Purchasing Power Parity at the Commencement of The Euro", *Review of International Economics*, 15, 1, 2007, pp. 1-16.
- Lumsdaine, R. L. - Papell, D. H., "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 1997, pp. 212-218.



- Lungu, Laurian, “Is There Evidence of the Fisher Effect?”, *Discussion Paper*, 1998, pp. 1-38.
- MacKinnon, James G. - Haug, Alfred A. - Michelis, Leo, “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 5, 1999, pp. 563-577.
- Maddala, G. S., *Econometrics*, McGraw-Hill International Company, New York, 1977.
- Maddala, G.S. - Shaowen Wu, “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, pp. 631–652.
- Mahdavi, S., - Zhou, S., “Purchasing Power Parity in High Inflation Countries: Further Evidence”, *Journal of Macroeconomics*, 16, 3, 1994, pp. 403-422.
- Mark, Nelson C. - Sul, Donggyu, “Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 3, 2003, pp. 655-680.
- Mark, Nelson C. - Ogaki, Masao - Sul, Donggyu, “Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions”, *Review of Economic Studies*, 72, 2005, pp. 797-820.
- Markus, Gregory B., *Analyzing Panel Data*, Sage Publications, London, 1979.
- Marshall, A., *Money, Credit and Commerce*, Macmillian Ltd., London, 1923.
- Mátyás, László, “Error Components Models”, *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, (Edit.: László Mátyás ve Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, 1996, pp. 50-76.
- McCoskey, S. - Kao, C., “A Residual Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data”, *Econometric Reviews*, 17, 1998, pp. 57-84.
- McWilliams, J. D., “Price, Earnings and P/E Ratios”, *Financial Analysts Journal*, 22, 3, 1966, pp. 137-142.
- Mitchell, W. F., “Testing for Unit Roots and Persistence in OECD Unemployment Rates”, *Applied Economics*, 25,12, 1993, pp. 1489–1501.
- Mitchell-Innes, H. A. - Aziakpono, M. J. - Faure, A. P., “Inflation Targeting and the Fisher Effect in South Africa: An Empirical Investigation”, *South African Journal of Economics*, 75, 4, 2007, pp. 693-707.
- Mohan, Ramesh - Kemegue, Francis - Sjuib, Fahline “Hysteresis in Unemployment: Panel Unit Roots Tests Using State Level Data”, *MPRA*, 5580, 2007, pp. 1-7.

- Nagayasu, Jun, “Does The Long-Run PPP Hypothesis Hold for Africa? Evidence form A Panel Cointegration Study”, *Bulletin of Economic Research*, 54, 2, 2002, pp. 181-187.
- Narayan, Paresh Kumar - Smyth, Russel, “Are OECD Stock Prices Characterized by a Random Walk? Evidence From Sequential Trend Break and Panel Data Models”, *Applied Financial Economics*, 15, 8, 2005, pp. 547–556.
- Nargeleçekenler, Mehmet - Sevüktekin, Mustafa, “Hisse Senedi Fiyatları ve Fiyat/Kazanç Oranı İlişkisi: Panel Verilerle Sektörel Bir Analiz”, *X. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, Erzurum, 27-29 Mayıs 2009, ss. 1-32.
- Nargeleçekenler, Mehmet, (2008), “İşsizlik Oranı için Histeri (Hysteresis) Testi: Panel Veri Yaklaşımı”, *IX. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, Kuşadası, 28-30 Mayıs 2008, ss. 1-29.
- Nerlove, Marc, “Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series Cross Sections”, *Econometrica*, 39, 2, 1971, pp. 359-382.
- Neudorfer, P. - Pichelmann, K. - Wagner, M., “Hysteresis, NAIRU and Long Term Unemployment in Austria”, *Empirical Economics*, 15, 1990, pp. 217–229.
- Ng, Serena - Perron, Pierre, “Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag”, *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1995, pp. 268-281.
- Nicholson, S.F., “Price-Earnings Ratios”, *Financial Analysts Journal*, 16, 4, 1960, pp. 43-45.
- Nunes, L. C. - Newbold, P. - Kuan, C., “Testing for Unit Roots with Breaks: Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis Reconsidered”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 1997, pp. 435-448.
- Oh, Keun-Yeob - Kim, Bonghan - Kim, Honkee, “An Empirical Study of The Relation Between Stock Price and EPS in Panel Data: Korea Case”, *Applied Economics*, 38, 2006, pp. 2361-2369.
- Onafowora, O. A. - Owoye, O., “Currency Substitution and the Stability of the Demand for Money in East Asia”, *Global Economic Review*, 34, 2005, pp. 233-259.
- Osterholm, P., “Killing Four Unit Root Birds in the US Economy with Three Panel Unit Root Test Stones”, *Applied Economics Letters*, 11, 2004, pp. 213–216.
- Öztürk, M. B., “Fiyat/Kazanç Oranını Etkileyen Değişkenler Üzerine IMKB’de Ampirik Bir Uygulama”, *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 23, 2, 2007, pp. 275-284.

- Papell, D. H. - Murray, C. J. - Ghiblawi, H., "The Structure of Unemployment", *The Review of Economics and Statistics*, 82, 2000, pp. 309–315.
- Papell, D. H. "Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float", *Journal of International Economics*, 43, 3-4, 1997, pp. 313-332.
- Park, R., "Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated", *Journal of the American Statistical Association*, 62, 1967, pp. 500-509.
- Park, J. Y. - Ogaki, M., "Seemingly Unrelated Canonical Cointegration Regressions", *RCER Working Paper*, No: 280, 1991, pp. 1-37.
- Patterson, Kerry, *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, Great Britain, New York, 2000.
- Payne, J. - Lee, J. - Hofler, R., "Purchasing Power Parity: Evidence from a Transition Economy", *Journal of Policy Modeling*, 27, 9, 2005, pp. 665-672.
- Pazarlıoğlu, M. Vedat - Çevik, Emrah İsmail (2005), "Ratchet Model Uygulaması: Türkiye Örneği", *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, İstanbul, 2005, ss. 1-8.
- Pazarlıoğlu, M. Vedat - Çevik, Emrah İsmail (2007), "Ratchet Model: 1939-2005 Türkiye Uygulaması", *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9, 1, 2007, ss. 17-34.
- Pedroni, Peter, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, pp. 653–670.
- \_\_\_\_\_, "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", *Advances in Econometrics*, 15, 2000, pp. 93-130.
- \_\_\_\_\_, "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", *The Review of Economics and Statistics*, 83, 4, 2001, pp. 727–731.
- \_\_\_\_\_, "Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, 20, 2004, pp. 597–625.
- Pelipas, I., "Money Demand and Inflation in Belarus: Evidence from Cointegrated VAR", *Research in International Business and Finance*, 20, 2006, pp. 200-214.
- Perron, Pierre, "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 1989, pp. 1361–1401.
- Perron, Pierre - Vogelsang, T., "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 3, 1992, pp. 301-320.

- Pesaran, M. Hashem, “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, *Cambridge Working Papers in Economics* No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge, 2004, pp. 1-46.
- \_\_\_\_\_, “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence”, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, pp. 265-312.
- Pesaran, M. Hashem - Smith, Ron, “Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 68, 1995, pp. 79-113.
- Pesaran, M. Hashem - Smith, Ron - Im, Kyung So , “Dynamic Linear Models for Heterogeneous Panels”, *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, (Edit.: László Mátyás - Patrick Sevestre), Kluwer Academic Publishers, Second Edit., Dordrecht, 1996a, pp. 145-195.
- Phelps, Edmun S., *Inflation Policy and Unemployment Theory. The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning*, Macmillan, 1972.
- \_\_\_\_\_, *Structural Slumps: the Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets*, Cambridge, MA: Harvard University Press, 1994.
- Phillips, Peter C. B., “Time Series Regression with a Unit Root”, *Econometrica*, 55, 1987, pp. 277-301.
- Phillips, Peter C. B. - Perron, P., “Testing for Unit Roots in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335-346.
- Phillips, Peter C. B. - Hansen, B. E., “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Process”, *Review of Economics Studies*, 57, 1990, pp. 99-125.
- Phillips, Peter C. B. - Moon, Hyungsik R., “Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data”, *Econometrica*, 67, 1999, pp. 1057-1111.
- Phillips, Peter C. B. - Sul, Donggyu, “Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence”, *Econometrics Journal*, 6, 2003, pp. 217-259.
- Pigou, A. C., “The Value of Money”, *The Quarterly Journal of Economics*, 37, 1917, pp. 38-65.
- Pindyck, Robert S. - Rubinfeld, Daniel L., *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, New York, 1981.
- Quah, Danny, “Exploiting Cross Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data”, *Economics Letters*, 44, 1994, pp. 9-19.
- Roed, K., “Unemployment Hysteresis–Macroevidence from 16 OECD Countries”, *Empirical Economics*, 21, 1996, pp. 589–600.

- \_\_\_\_\_, “Hysteresis in Unemployment”, *Journal of Economic Surveys*, 11, 1997, pp. 389–418.
- Said, E. S. - Dickey, D. A., “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order”, *Biometrika*, 71, 1984, pp. 599-607.
- Saikkonen, P., “Asymptotic Efficient Estimation of Cointegration Regressions”, *Econometric Theory*, 7, 1991, pp. 1-21.
- Schmidt, P. - Phillips, P.C.B., “LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992, pp. 257-287.
- Schwert, G. W., “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 1989, pp. 147-160.
- Seddighi, H. R. - Lawyer, K. A. - Katos, A. V, *Econometrics: A Practical Approach*, Routledge Taylor and Francis Group, London, 2000.
- Sevüktekin, Mustafa - Nargeleçekenler, Mehmet, *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı*, İkinci Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara, 2007.
- Sevüktekin, Mustafa - Nargeleçekenler, Mehmet, “Finansal Faktörlerin Reel Para Talebi Üzerindeki Rolü: Türkiye Örneği”, *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10, 2, 2007, ss. 45-61.
- Siddiki, Jalal U., “Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis”, *Applied Economics*, 32, 2000, pp. 1977-1984.
- Sideris, D., “Purchasing Power Parity in Economies in Transition: Evidence from Central and East European Countries”, *Applied Financial Economics*, 16, 1-2, 2006, pp. 135-143.
- Sing, T. F. - Liow, K. H. - Chan, W.-J., “Mean Reversion of Singapore Property Stock Prices Towards Their Fundamental Values”, *Journal of Property Investment and Finance*, 20, 2002, 374–387.
- Smyth, Russel, “Unemployment Hysteresis in Australian States and Territories: Evidence from Panel Data Unit Root Tests”, *The Australian Economic Review*, 36, 2, 2003, pp. 181-192.
- Solakoğlu, E. G., “Testing Purchasing Power Parity Hypothesis for Transition Economies”, *Applied Financial Economics*, 16, 7, 2006, pp. 561-568.
- Song, Frank M. - Wu, Yangru, “Hysteresis in Unemployment: Evidence from 48 States”, *Economic Inquiry*, 35, 1997, pp. 235–244.
- Song, Frank M. - Wu, Yangru, “Hysteresis in Unemployment: Evidence from OECD Countries”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 38, 1998, pp. 181–192.
- Stock, J. - Watson, M. “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated System”, *Econometrica*, 61, 1993, pp. 783-820.

- Strazicich, Mark C. - Lee, Junsoo - Day, Edward, “Are Incomes Converging Among OECD Countries? Time Series Evidence with Two Structural Breaks”, *Journal of Macroeconomics*, 26, 2004, pp. 131-145.
- Strazicich, Mark C. - Tieslau, Margie - Lee, Junsoo, “Hysteresis in Unemployment? Evidence from Panel Unit Root Tests with Structural Change”, *Manuscript*, University of North Texas, 2001, pp. 1-21.
- Sul, Donggyu - Phillips, Peter C. B. Choi, Chi-Young, “Prewhitening Bias in HAC Estimation”, *Discussion Paper*, 1436, 2003, pp. 1-28.
- Summers, P., “Bayesian Evidence on the Structure of Unemployment”, *Working Paper, No: 3/03*, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, University of Melbourne, 2003, pp. 1-20.
- Şimşek, Muammer - Kadılar, Cem, “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri ile Testi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7, 1, 2006, ss. 99-111.
- Tatoğlu, Ferda Y., “Reel Efektif Döviz Kurunun Durağanlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10, 2, 2009, ss. 310-323.
- Taylor, William E., “Small Sample Considerations in Estimation from Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 13, 2, pp. 203-223.
- Telatar, E. - Kazdağlı, H., Re-Examine The Long-Run Purchasing Power Parity Hypothesis For A High Inflation Country: The Case of Turkey, *Applied Economics Letters*, 5, 1998, pp. 51-53.
- The World Bank, *World Development Report 2007: Development and Next Generation*, World Bank Publication, 2007, p. 287.
- Tobin, James, “Inflation and Unemployment”, *The American Economic Review*, 62, 1, 1972, pp. 1-18.
- Türkiye İstatistik Kurumu, *İstatistik Göstergeler 1923-2006*, Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara, 2007.
- Vatansever, M. “Hisse Senedi Değerlemesi ve Türkiye’den Bir Örnek”, *Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 1994.
- Verbeek, Marno, *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons. Ltd., England, 2004.
- Westerlund, Joakim, “New Simple Tests for Panel Cointegration”, *Economic Reviews*, 24, 3, 2005a, pp. 297-316.
- \_\_\_\_\_, “Panel Cointegration Tests of the Fisher Hypothesis”, *Working Papers*, 10, 2005b, pp. 1-34.
- \_\_\_\_\_, “Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 1, 2006a, pp. 101-132.

- \_\_\_\_\_, “Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect”, *METEOR Research Memoranda*, 2006b, pp. 1-52.
- \_\_\_\_\_, “Testing for Error Correction in Panel Data”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 2007, pp. 709-748.
- Westerlund, Joakim - Basher, Syed A., “Panel Cointegration and the Monetary Exchange Rate Model”, *MPRA Working Papers*, 2006, pp. 1-15.
- Westerlund, Joakim - Edgerson, David, “A Simple Tests for Cointegration in Dependent Panels with Structural Break”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 5, 2008, pp. 665-704.
- William E. Taylor, “Small Sample Consideration in Estimation from Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 13, 1980, pp. 203-223.
- Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, 2002.
- Wu, Jyh-Lin Chen, Show-Lin, “Are Real Exchange Rates Stationary Based on Panel Unit Root Tests? Evidence from Pasific Basin Countries”, *International Journal of Finance and Economics*, 4, 1999, pp. 243-252.
- Yalçın, Kürşat - Atan, Murat - Buztosun, Derviş, “Finansal Oranlarla Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 27, 2005, pp. 176-187.
- Yazgan, M. Ege, “The Purchasing Power Parity Hypothesis for A High Inflation Country: A Re-examination of The Case of Turkey”, *Applied Economics Letters*, 10, 3, 2003, 143-147.
- Zhang, Shidong - Lowinger, Thomas C., “An Empirical Test of Purchasing Power Parity in Selected Developing Countries: A Panel Data Approach”, *International Economic Journal*, 20, 1, pp. 79-86.
- Zivot E. - Andrews, D. K. W. “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business Economic Statistics*, 10, 1992, pp. 251-270.

[www.oecd.org](http://www.oecd.org)

[www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr)

## ÖZGEÇMİŞ

**Doğum Yeri ve Yılı** : Bismil – 1980

**Öğr.Gördüğü Kurumlar** :

	<b>Başlama Yılı</b>	<b>Bitirme Yılı</b>	<b>Kurum Adı</b>
<b>Lise</b>	: 1993	1996	Melik Ahmet Lisesi
<b>Lisans</b>	: 1996	2000	Uludağ Üniversitesi
<b>Yüksek Lisans</b>	: 2000	2005	Uludağ Üniversitesi
<b>Doktora</b>	: 2005	2009	Uludağ Üniversitesi

**Medeni Durum** : Evli

**Bildiği Yabancı Diller ve Düzeyi** : İngilizce İyi

**Çalıştığı Kurum (lar)** :

	<b>Başlama</b>	<b>ve</b>	<b>Ayrılma Tarihleri</b>	<b>Çalışılan Kurumun Adı</b>
1.	2002	-	...	Uludağ Üniversitesi

**Yurtdışı Görevleri** : -

**Kullandığı Burslar** : -

**Aldığı Ödüller** : -

**Üye Olduğu Bilimsel ve Meslekî Topluluklar** : -

**Editör veya Yayın Kurulu Üyelikleri** : -

**Yurt İçi ve Yurt Dışında katıldığı Projeler** : -

**Katıldığı Yurt İçi ve Yurt Dışı Bilimsel Toplantılar:** -Mehmet Nargeleçekenler ve Mustafa Sevuğtekin, “Dünya Borsaları ve Rassal Yürüyüş Süreci: Karşılaştırmalı Panel Veri Yaklaşımı”, *X. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, Erzurum, 27-29 Mayıs 2009.

**Yayımlanan Çalışmalar** :

-Mehmet Nargeleçekenler, “Euro Kuru Satış Değerindeki Volatilitenin ARCH ve GARCH Modelleri ile Tahmini”, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, Cilt 54, Sayı 2, 153-179, 2004.

-Hülya Kanalcı Akay ve Mehmet Nargeleçekenler, “Is There The Time-Inconsistency Problem in Turkey”, *Journal of Economic Studies*, Cilt 34, Sayı 5, 389-400, 2007.

-Mustafa Sevuğtekin ve Mehmet Nargeleçekenler, *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: EViews Uygulamalı*, Ankara: Nobel Yayın Dağıtım, 2007.

-Nejla Adanur Aklan ve Mehmet Nargeleçekenler, “Taylor Rule in Practice: Evidence From Turkey” *International Advances in Economic Research*, Cilt 14, Sayı 2, 156-166, 2008.

**Diğer** : -

Tarih-İmza  
Adı Soyadı