

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE
EŞBÜTÜNLEŞME YAKLAŞIMI: BRIMCS ÜLKELERİ İÇİN SATIN
ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ

Yüksek Lisans Tezi

KADRIYE HİLAL TOPAL

İSTANBUL, (2016)

YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM
KÖK TESTLERİ VE EŞBÜTÜNLEŞME
YAKLAŞIMI: BRIMCS ÜLKELERİ İÇİN
SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN
GEÇERLİLİĞİ

KADRIYE
HİLAL TOPAL

EKONOMETRİ/
EKONOMETRİ

İSTANBUL, (2016)

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

**YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE
EŞBÜTÜNLEŞME YAKLAŞIMI: BRIMCS ÜLKELERİ İÇİN SATIN
ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ**

Yüksek Lisans Tezi

KADRİYE HİLAL TOPAL

Danışman: DOÇ. DR. İREM SAÇAKLI SAÇILDI

İstanbul, (2016)



T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ

TEZ ONAY BELGESİ

EKONOMETRİ Anabilim Dalı EKONOMETRİ Bilim Dalı TEZLİ YÜKSEK LİSANS öğrencisi KADRIYE HİLAL TOPAL'ın YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE EŞBÜTÜNLEŞME YAKLAŞIMI : BRIMCS ÜLKELERİ İÇİN SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ adlı tez çalışması, Enstitümüz Yönetim Kurulunun 02.06.2016 tarih ve 2016-20/15 sayılı kararıyla oluşturulan jüri tarafından oy birliği / oy çokluğu ile Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Tez Savunma Tarihi ...27.../...06.../...2016...

Öğretim Üyesi Adı Soyadı

İmzası

1.	Tez Danışmanı	Doç.Dr. İREM SAÇAKLI SAÇILDI	
2.	Jüri Üyesi	Prof. Dr. SELAHATTİN GÜRİŞ	
3.	Jüri Üyesi	Doç. Dr. SERVER DEMİRCİ	

GENEL BİLGİLER

İsim ve Soyadı	: Kadriye Hilal TOPAL
Anabilim Dalı	: Ekonometri
Programı	: Ekonometri
Tez Danışmanı	: Doç. Dr. İrem SAÇAKLI SAÇILDI
Tez Türü ve Tarihi	: Yüksek Lisans - Haziran 2016
Anahtar Kelime	:Yapısal Kırımlı Panel Birim Kök Testi, Yapısal Kırımlı Eşbütünleşme, Satın Alma Gücü Paritesi

ÖZET

YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE EŞBÜTÜNLEŞME YAKLAŞIMI: BRIMCS ÜLKELERİ İÇİN SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ

Makroekonomik serilerin çoğunluğunda kriz ve siyasi istikrarsızlıklar gibi sebeplerden dolayı yapısal kırılmalar meydana gelebilmektedir. Bu serilere yapısal kırılmayı gözardı ederek uygulanan birim kök ve eşbütünleşme testleri yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Bu çalışmada BRIMCS ülkeleri için satın alma gücü paritesinin geçerliliği, hem yapısal kırılmasız hem de yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleri ile araştırılarak sonuçlar karşılaştırılmıştır. Yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı panel birim kök ve eşbütünleşme testleri sonucunda BRIMCS ülkeleri için uzun dönemde satın alma gücü paritesi geçerliyken, yapısal kırılmaların dikkate alındığı durumda BRIMCS ülkeleri için uzun dönemde satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

GENERAL KNOWLEDGE

Name and Surname : Kadriye Hilal TOPAL

Department : Econometrics

Program : Econometrics

Supervisor : Assoc. Prof. İrem SAÇAKLI SAÇILDI

Degree Awarded and Date : Master – june 2016

Keywords : Panel Unit Root Test with Structural Breaks, Panel
Cointegration with Structural Breaks, Purchasing
Power Parity

ABSTRACT

PANEL UNIT ROOT TESTS AND COINTEGRATION APPROACH WITH STRUCTURAL BREAKS: THE VALIDITY OF PURCHASING POWER PARITY FOR BRIMCS COUNTRIES

Structural breaks may occur in the majority of macroeconomic series for reasons such as crisis and political instability. Unit root and cointegration tests excluding structural breaks can give misleading results when applied to these series. In this study, validity of purchasing power parity for BRIMCS countries is investigated by panel unit root and cointegration tests without structural breaks as well as with structural breaks and the results are compared. In consequence of panel unit root and cointegration tests without structural breaks Purchasing Power Parity is valid for BRIMCS countries in the long-run, while it is not valid in the case of structural breaks are taken account.

ÖNSÖZ

Bu çalışmada yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleri incelenmiş, BRIMCS ülkelerinde satın alma gücü paritesinin geçerliliği araştırılmıştır.

Bu çalışmada öncelikle bilgisini ve deneyimlerini benimle paylaşan, hoşgörü ve sabrını esirgemeyen değerli hocam Doç. Dr. İrem SAÇAKLI SAÇILDI'ya, tez jürimdeki çok değerli hocalarım Prof. Dr. Selahattin GÜRİŞ ve Doç. Dr. Server DEMİRCİ'ye teşekkür ederim.

Her zaman yanımda olan arkadaşlarım, Fatma Doğanay ERGEN ve Ayşegül Kaplan BAĞCIK'a teşekkürlerimi sunarım.

İstanbul, 2016

Kadriye Hilal TOPAL

İÇİNDEKİLER

ÖZET	i
ABSTRACT	ii
ÖNSÖZ	iii
İÇİNDEKİLER	iv
TABLO LİSTESİ	vi
KISALTMALAR	vii
1. GİRİŞ	1
2. DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK ANALİZİ	3
2.1. Birim Kök Testleri	6
2.1.1 Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testi	6
2.1.2 Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi	8
2.2 Panel Veri ve Panel Birim Kök Testleri	9
2.2.1 Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri	13
2.2.1.1 Levin ve Lin (1992) Panel Birim Kök Testi	13
2.2.1.2 Harris ve Tzavalis (1999) Panel Birim Kök Testi.....	14
2.2.1.3 Levin, Lin ve Chu (2002) Panel Birim Kök Testi.....	17
2.2.1.4 Hadri (2000) Panel Birim kök Testi.....	19
2.2.1.5 Breitung (2000) Panel Birim Kök Testi	22
2.2.1.6 Mandala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Testi	23
2.2.1.7 Choi (2001) Panel Birim Kök Testi	24
2.2.1.8 Im, Pesaran ve Shin (2003) Panel Birim Kök Testi	26
2.2.2 İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri	29
2.2.2.1 Moon ve Perron (2003) Panel Birim Kök Testi	29
2.2.2.2 Phillips ve Sul (2003) Panel Birim Kök Testi.....	30
2.2.2.3 Pesaran (2003) Panel Birim Kök Testi.....	32
2.2.2.4 Bai ve Ng (2004) Panel Birim Kök Testi.....	36
2.2.2.5 Breitung ve Das (2003) Panel Birim Kök Testi	40
2.2.2.6 Chang (2003) Panel Birim Kök Testi.....	42

3. YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE EŞBÜTÜNLEŞME	47
3.1 Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri	49
3.1.1 Im, Lee, ve Tieslau(2005) Panel Birim Kök Testi	49
3.1.2 Carrion-i Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) Testi.....	53
3.2 Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testleri	56
3.2.1 Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Testi.....	57
3.2.2 Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) Panel Eşbütünleşme Testi.....	59
4. BRIMCS ÜLKELERİ İÇİN SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ	63
4.1 Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı	63
4.1.1 Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi	65
4.1.2 Nispi Satın Alma Gücü Paritesi.....	66
4.2 Uygulamanın Konusu ve Amacı.....	67
4.3 Uygulamada Kullanılan Veri Seti ve Yöntem	68
4.4 Literatür Taraması	69
4.5 Yatay Kesit Bağlılığı Testi Sonuçları	70
4.6 Panel Birim Kök ve Eşbütünleşme Testleri Sonuçları	71
4.6.1 Pesaran (2006) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları	72
4.6.2 Pesaran (2007) CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları	74
4.6.3 Breitung ve Das (2005) Panel Birim Kök Testi Sonuçları	75
4.6.4 Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	76
4.7 Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök ve Eşbütünleşme Testleri sonuçları	78
4.7.1 Im, Lee ve Tieslau(2005) Panel Birim Kök Testi Sonuçları	78
4.7.2 Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları	89
5. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME	91
KAYNAKÇA	93

TABLO LİSTESİ

Tablo 1 :	NDK Değişkeni İçin Yatay Kesit Bağıllığı Testi Sonuçları	71
Tablo 2 :	NTÜFE Değişkeni için Yatay Kesit Bağıllığı Testi Sonuçları	71
Tablo 3 :	NDK Değişkeni İçin Pesaran (2006) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları.....	73
Tablo 4 :	NTÜFE Değişkeni İçin Pesaran (2006) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları	73
Tablo 5 :	Pesaran (2007) CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları.....	74
Tablo 6 :	Breitung ve Das(2005) Panel Birim Kök Testi Sonuçları.....	76
Tablo 7 :	Pedroni (1999) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	77
Tablo 8 :	NDK Değişkeni İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları	79
Tablo 9 :	NTÜFE Değişkeni İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçlar	80
Tablo 10 :	NDK Değişkeninin Bir Kırılmalı A Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları	81
Tablo 11 :	NTÜFE Değişkeninin Bir Kırılmalı A Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları	82
Tablo 12 :	Lee-Strazicich Bir Kırılmalı Minimum LM Testi Kritik Değerleri	83
Tablo 13 :	NDK Değişkeninin İki Kırılmalı A Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları	84
Tablo 14 :	NDK Değişkeninin İki Kırılmalı C modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları	85
Tablo 15 :	NTÜFE Değişkeninin İki Kırılmalı A Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları	86
Tablo 16 :	NTÜFE Değişkeninin İki Kırılmalı C Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları	87
Tablo 17 :	Lee-Strazicich İki Kırılmalı Minimum LM Testi Kritik Değerler Tablosu	88
Tablo 18 :	Im, Lee Ve Tieslau(2005) Panel LM Birim Kök Testi Sonuçları.....	88
Tablo 19 :	Westrelund(2006) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları.....	89
Tablo 20 :	Westerlund(2006) Panel Eşbütünleşme Testi Kırılma Tarihleri.....	90

KISALTMALAR

AB	Avrupa Birliđi
ADF	Geniřletilmiř Dickey Fuller
CADF	Yatay Kesit Bađlılıđı Giderilmiř
CDLM	Yatay-Kesit Bađlılıđı Lagrange arpanı
DF	Dickey Fuller
FMOLS	Tamamen Deđiřtirilmiř En Kk Kareler Regresyonu
IMF	Uluslararası Para Fonu
LM	Lagrange arpanı
NDK	Nominal Dvız Kuru
NTFE	Nispi Tfe
OECD	Ekonomik Kalkınma ve iřbirliđi rgt
OIC	İslami iřbirliđi Teřkilatı
SGP	Satın Alma Gc Paritesi

1. GİRİŞ

Ekonometrik analizlerde hem zaman hem de birim etkileri söz konusu olduğunda zaman serileri ve yatay kesit serilerini ayrı ayrı analiz etmek ölçümlerde hatalı sonuçlara ulaşılmasına sebep olabilmektedir. Bu nedenle hem yatay kesit hem de zaman serilerini bir araya getiren panel veriler ile çalışmak daha doğru sonuçlara ulaşılmasını sağlamaktadır. Zaman serisi verilerinde olduğu gibi panel verilerde de zamanla birimlere ait değişkenler arası uzun dönem ilişkisi olabilmektedir. Bu ilişkinin belirlenebilmesi için öncelikle değişkenlerin durağanlık analizinin yapılması gerekir. Bu nedenle son zamanlarda panel birim kök ve eşbütünleşme analizi konusu çok fazla ilgi görmüş ve bunun için çeşitli testler geliştirilmiştir. Zaman serilerinde olduğu gibi panel verilerde de düzeyde ve trendde yapısal kırılmalar olabilmektedir. Yapısal kırılma durumu panel birim kök ve eşbütünleşme testlerinin güvenilirliğini azaltmakta ve bazen yanlış sonuçlar elde edilmesine neden olmaktadır. Bunun için yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir.

Bu çalışmada öncelikle panel birim kök, yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleri teorisine yer verilecektir. Uygulamada ise Brezilya, Rusya, Hindistan, Meksika, Çin ve Güney Afrika Cumhuriyeti'nden oluşan BRIMCS ülkelerinde satın alma gücü paritesinin geçerliliği sınanacaktır. Panel birim kök ve durağanlık testleri, BRIMCS ülkeleri nominal döviz kuru ile BRIMCS ülkelerinin tüketici fiyat indekslerinin Amerika Birleşik Devletleri tüketici fiyat indeksine oranlanmasıyla elde edilen nispi tüketici fiyat indeksi değişkenlerine uygulanarak yapısal kırılma durumunda ve yapısal kırılmanın olmadığı durumda satın alma gücü paritesinin geçerliliği ile ilgili sonuçların elde edilmesi amaçlanmıştır. Birinci bölümde durağanlık birim kök ve eşbütünleşme kavramları ile ilgili genel bilgilere yer verilmiş, İkinci ve üçüncü bölümde, panel birim kök testlerinin çeşit, model, denklem, hipotez, test istatistiği ve test istatistiklerinin dağılımlarıyla ilgili detaylı bilgiler yer almaktadır. Dördüncü bölümde satın alma gücü paritesi yaklaşımlarından genel

olarak bahsedilmiş ve BRIMCS ülkelerinde satın alma gücü paritesinin geçerliliği kırılmasız ve yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleriyle sınanmıştır. Sonuç bölümünde ise çalışmanın sürecinden bahsedilip, elde edilen bulgular değerlendirilmiştir.



2. DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK ANALİZİ

Zaman serileri stokastik süreçlerdir. Bu süreçler trend, konjonktür, mevsimsel ve düzensiz dalgalanmaların bileşimi olarak tanımlanmaktadır. Eğer stokastik sürecin karakteristikleri zamanla değişiyorsa, zaman serisi durağan değilse, zaman serisini, zamanın geçmiş ve gelecek aralıkları için basit bir matematiksel modelle temsil edilmesi zorlaşır. Eğer zamanla yapısal ilişkiler değişiyorsa, bu durumda tahminlerde basit bir regresyon modeline başvurulamaz¹. Zaman serileri, temel bileşenlerinden biri olan trend nedeniyle aşağı veya yukarı yönlü ortak eğilim gösterebilirler. Bu seriler arası regresyon analizlerinde anlamlı bir ilişki olmamasına rağmen determinasyon katsayısı R^2 yüksek çıkabilmekte ve sahte regresyon sorunuyla karşılaşılabilir. Bu yüzden ekonometrik çalışmalarda bu süreçlerin belirli bir değere yakınsaması, durağan olması beklenir.

Değişkenlerin olasılık dağılımlarının zamanla değişmediği süreçlere durağan süreçler denilmektedir. Olasılıksal süreçlerin durağan olması için sıfır ortalama, sabit varyans ve kovaryans durağan olma koşulları sağlanmalıdır. Bu koşulları sağlamayan zaman serilerine ortalama ve varyansta değişim gösterdikleri için durağan olmayan zaman serileri denilmektedir².

Genel olarak ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansın sadece iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olduğu olasılıklı süreçler için “durağan süreçler” denilir. Bu süreç zayıf durağan, kovaryans durağan, ikinci dereceden durağan veya geniş anlamıyla stokastik süreç olarak adlandırılır³. Bir başka durağanlık süreci ise güçlü durağan süreçtir. Bir zaman serisinde $[Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+k}]$

¹ Pindyck, R. S., Rubinfeld, D.L., “Econometric Model and Econometric Forecasts”, McGRAW-HILL, INC, 3rd Ed., 1991, s. 443.

² Taylor, S.J., “Modelling Financial Time Series”, USA: Word Scientific Publishing”, 2nd Ed, 1989, s.133.

³ Gujarati, Damodar N., Basic Econometrics, The McGraw-Hill Companies:2004, 4th Edition, s. 797.

dizisindeki her k gözlemi için t zamanı gösterirken bileşik olasılık dağılımı başlangıcına bakılmaksızın aynı ise böyle süreçler güçlü durağan süreç olarak adlandırılır⁴.

k gecikmeli Y_t değişkeni zayıf durağan ise;

$$E(x) = \mu$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

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

koşullarını sağlamalıdır.

Çok değişkenli zaman serisi modellerinde bir değişkenin davranışı kendi geçmiş dönem hata terimleriyle açıklanmaktadır.

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

eşitliğiyle ifade edilir. ρ otoregresif parametredir ve otoregresif dağılım, $Y_t = X_t' \beta + u_t$ ayrıntılı teorik modelden elde edilen kalıntılardaki değişimdir⁵.

Stokastik süreç aşağıdaki gibi ifade edilirse,

$$Y_t = u_t$$

ve,

$$|\rho| = 0$$

olarak gösterilir. Süreç durağandır ve bu sürece saf hata, beyaz gürültü (white noise) süreci denilmektedir. Y_t , sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız özdeş dağılım sergiliyorsa süreç, Gaussçu beyaz gürültü (Gaussian white noise) süreci olarak adlandırılır⁶.

⁴ Greene, William H., *Econometric Analysis*, Pearson Prentice Hall: 2007, 6th. Ed., s. 636.

⁵ Greene, W., a.g.e.,s.716.

⁶ Zivot, E., Wang, J., "Modelling Financial Time- Series S-PLUS", Springer, 2. Basım, 2006, s.58.

Stokastik süreç;

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

ise;

$$|\rho| = 1$$

olarak gösterilir ve seri durağan değildir. Bu sürece rassal yürüyüş (random walk) süreci denilmektedir. u_t hata terimi, sıfır ortalama sabit varyansla bağımsız normal rassal değişkendir⁷.

Stokastik süreç;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

ve

$$-1 \leq \rho \leq 1$$

ise,

$$|\rho| \leq 1$$

olması durumunda serinin durağan olduğu söylenir.

Ekonometrik modellerde durağan olmayan değişkenlerle çalışılması, değişkenler arasındaki ilişkiler incelenirken yanıltıcı sonuçlara ulaşılmasına neden olmaktadır.

Ekonometrik modele dahil edilecek değişkenlerin durağanlık koşulunu sağlayıp sağlamadığının araştırılması için bir çok test vardır. Bunlardan bazıları, grafik analizi ve

⁷ Wayne, A. F., "Introduction to Time Series", John Wiley&Sons, Inc, 2. Basım, 1996, s.546.

kolerogram testleri ve son zamamalarda yaygınlaşan birim kök birim kök testlerinden faydalanılır⁸.

2.1. Birim Kök Testleri

Zaman serisi analizlerinde birim kökün varlığının araştırılmasında Dickey ve Fuller'ın 1979 da ortaya koydukları Dickey-Fuller (1979) ve Augmented Dickey-Fuller (1979) tesleri kullanılmaktadır.

2.1.1 Dickey-Fuller (1979) Birim Kök Testi

Otoregresif model,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t : 1,2,3,\dots,n$$

Olarak tanımlandığında $Y_0 = 0$, otoregresif parametre ρ gerçek değeri ve ε_t sıfır ortalama σ^2 varyansıyla bağımsız özdeş rassal değişkenin bir dizidir⁹.

ρ 'nun maksimum benzerlik tahmincisi en küçük kareler tahmincisi olarak,

$$\hat{\rho} = \left(\sum_{t=1}^n Y_{t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^n Y_t Y_{t-1}$$

eşitliğiyle hesaplanır.

Hata terimi ε_t nin sıfır ortalama σ^2 varyansıyla bağımsız özdeş dağıldığı varsayımı altında test hipotezleri;

$$H_0 : \rho = 1 \text{ (seri durağan değil, birim kök var)}$$

$$H_A : \rho < 1 \text{ (seri durağan, birim kök yok)}$$

⁸ Gujarati, D. N., a.g.e., s.807.

⁹ Dickey, D.A., Fuller, W.A., "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root ", Journal of American Statistical Association, cilt 74, sayı 366, s.426-431.

olarak ifade edilebilir. Test istatistik değeri,

$$\tau = \frac{\rho - 1}{S_p}$$

eşitliğiyle elde edilmektedir. Burada τ eşik değeri Monte Carlo simülasyonu ile belirlenen t-istatistiği, ρ otoregresif parametre, S_p otoregresif parametrenin tahmini standart hatası olarak tanımlanır.

Özellikle küçük örneklerde otokorelasyon katsayısı aşağı sapsmalı olduğundan t-testi geçerli olmamaktadır. Bundan dolayı fark denklemi oluşturulabilir. Otokorelasyon fonksiyonunun seyrinin gözlemlenmesine dayanılarak fark alınıp alınmamasına karar verilebilir¹⁰.

$$Y_t - Y_{t-1} = (\alpha) + (\beta t) + \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = (\alpha) + (\beta t) + \rho^* Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

oluşturulan fark denklemine göre test hipotezleri;

$$H_0 : \rho^* = 0 \text{ (seri durağan değil, birim kök var)}$$

$$H_A : \rho^* < 0 \text{ (seri durağan, birim kök yok)}$$

şeklindedir. Test istatistiği

$$\tau = \frac{\rho}{S_p}$$

eşitliğiyle elde edilir. Burada S_p , hata terimleri $\rho = 1$ varsayımıyla hesaplanan standart t istatistiği τ olarak adlandırılır. Bunun sınır değeri Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmaktadır. Dickey-Fuller (1979) test denklemleri,

¹⁰ Dickey, D.A., Fuller, W.A., a.g.e., s.426-431.

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

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

olarak gösterilir. Elde edilen test istatistikleri deterministik ögelerin olmadığı, sabitli, sabitli ve trendli Dickey-Fuller (1979) tablo değerleriyle karşılaştırılarak değişkenlerin durağanlığı ile ilgili karar verilmektedir. Eğer değişkenler durağan değilse, durağanlık koşulu sağlanana kadar fark alma işlemine devam edilir.

2.1.2 Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Bütün zaman serisi değişkenleri birinci derecen otoregresif süreçle iyi bir şekilde ifade edilemeyebilir. Daha yüksek dereceden otoregresif süreçler için de Augmented (Genişletilmiş) Dickey–Fuller testlerinin kullanılması mümkündür¹¹.

Eğer Y_t zaman serisi p dereceden gecikmeyle $AR(p)$ süreci izliyorsa, $AR(1)$ süreciyle elde edilen sonuçlar geçersiz olacaktır. Dickey ve Fuller bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini de modele dahil ederek genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) test denklemlerini oluşturmuşlardır. ADF test denklemleri,

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

¹¹ Enders, W., “Applied Econometric Time Series”, John Wiley&Sons, Inc., USA, 2010, s.215

olarak ifade edilir. Test hipotezleri,

$$H_0 : \rho^* = 0 \text{ (seri durağan değil, birim kök var)}$$

$$H_A : \rho^* < 0 \text{ (seri durağan, birim kök yok)}$$

olarak yazılabilir. τ istatistiği hesaplanarak birim kökün varlığı Dickey-Fuller testi için hesaplanan kritik değerlerle test edilir. τ test istatistiği, sabit ve trend içeren modeller için de geliştirilmiştir¹².

Test ististikleriyle kıyaslandığında birim kökün varlığı söz konusuysa durağanlık koşulu sağlanana kadar fark alma işlemine devam edilir. Eğer değişken m. fark alma işleminden sonra durağanlaşıyorsa değişken için “m. mertebeden fark durağandır” denilir ve,

$$Y_t \sim I(m) \text{ şeklinde gösterilir.}$$

Hata terimlerinin otokorelasyonsuz, sıfır ortalama ve sabit varyans ile white noise sürecini sağlaması için p dereceden gecikmeyle $AR(p)$ sürecini ifade eden ADF test denklemlerinin kullanılması gerekmektedir.

2.2 Panel Veri ve Panel Birim Kök Testleri

Ekonometrik analizlerde hem zamana hem de birimlere göre değişimin incelenmesi gerektiğinde zaman ve yatay kesit verilerinin ayrı ayrı ele alınması gerekmektedir. Mikrodinamik ve makrodinamik etkiler yatay kesit veri setleriyle tahmin edilemezken, küçük zaman serisi veri setleri de dinamik katsayıların kesin tahminlerini sağlayamaz¹³. Bu durum nispi ölçümlerde zorluk yaratabilmektedir. Bu sorun hem birim etkisinin hem de zaman etkisinin birlikte olduğu panel veri setleriyle çalışılmasını gerektirmiştir.

¹² Dickey, D.A., Fuller, W.A., a.g.e., s.426-431.

¹³ Hsiao, C., “Analysis Of Panel Data”, Cambridge University Press:2003, 2nd. ed., s.5 .

Zaman serisi ve yatay kesit verilerinin birleştirilmesi ile oluşan verilere “Longitudinal Veri” veya “Havuzlanmış veri (Pooled Data)” adı verilir. Bu tür verilerin yatay kesit boyutunda ve zaman boyutunda farklılıklar gözlemlenebilir. “Panel Veri” yatay kesit birimlerinin değişmeden aynı kaldığı, bu nedenle zamana göre aynı birimlerdeki değişimini gösteren havuzlanmış veya Longitudinal verilere denir¹⁴. Panel veri, hanehalkı, ülkeler, firmalar ve bunun gibi yatay kesit birimlerinin çeşitli zaman periyotlarında birleştirilmesi anlamına gelir¹⁵.

Panel veri setleri ekonomik araştırmalarda yatay kesit ve zaman serisi veri setlerinden daha fazla avantaj sağlar. Genellikle panel data, araştırmacılara çok fazla sayıda gözlemle çalışma olanağı sağlayarak serbestlik derecesini yükseltmekte ve açıklayıcı değişkenler arasında yüksek derecede ilişki bulunma ihtimalini azaltmaktadır. Bu sayede panel veri setleri daha etkin ve tutarlı tahminler elde edilmesine olanak sağlar¹⁶. Aynı zamanda birim özellikleriyle beraber birimler arası farklılıkları da ortaya koymaktadır. İşsellik sorununu en aza indirgeyerek daha az sapsmalı tahminler elde edilmesine ve ayrıca yatay kesit ve zaman serilerini bir araya getirerek daha detaylı analizler yapılmasına olanak sağlamaktadır.

Zaman boyutuna sahip yatay kesit veriler bir başka ifadeyle panel veriler kullanılarak oluşturulan panel veri modelleri yardımıyla ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesi yöntemine “panel veri analizi” ismi verilmektedir. Bu analizde genellikle yatay kesit birim sayısının (N) dönem sayısından (T) fazla olduğu durumla (N>T) olduğu durumla karşılaşılmaktadır¹⁷.

Genel panel veri modeli,

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{kit}X_{kit} + U_{it} \quad i = 1,2,\dots,N \quad t = 1,2,\dots,T$$

¹⁴ Selahattin Gürüş(Ed.), “Stata İle Panel Veri Modelleri”, İstanbul : Der Yayınları, 2015, s.2.

¹⁵ Baltagi, B. H., “Econometric Analysis of Panel Data”, John Whiler&Sons, Ltd.,4.Basım, 2005, s.1.

¹⁶ Hsiao, C., a.g.e., s.3

¹⁷ Tatoğlu, F. Y., “Panel Veri Ekonometrisi”, 1.basım, İstanbul : Beta Yayıncılık, 2012, s.4.

olarak gösterilebilir. Burada i yatay kesit birimleri ve t zaman, k parametre indisi, Y_{it} bağımlı değişken, X_{it} i birimi ve t zamanına ait gözlemlerin olduğu açıklayıcı değişken vektörü, α sabit parametre, β eğim parametresi ve U_{it} hata terimleri vektörüdür.

Yapılan analiz sonuçlarının yanıltıcı olmaması için zaman serisi analizlerinde olduğu gibi panel veri analizlerinde de durağanlık koşulunun sağlanması önemlidir. Panel verilerde durağanlık koşulunun sağlanıp sağlanmadığının araştırılması için farklı birim kök testleri geliştirilmiştir. Panel birim kök testleri Dickey-Fuller (1979) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testlerinin geliştirilmesiyle elde edilmiştir.

Panel veriler hem yatay kesit hem de zaman boyutu içerdiğinden asimptotik dağılım sergileyebilirler. Bundan dolayı yatay kesit birimleri arasında korelasyon olup olmaması değişkenlerin asimptotik dağılımını etkileyebilmektedir. Yatay kesit birimleri arasında bir ilişkinin var olup olmaması panel birim kök testlerinin arasında ayrıma gidilmesine sebep olmaktadır. Birimler arasında yatay kesit bağıllığı olması bir birime gelen etkinin tüm birimleri de etkilemesi anlamına gelmektedir. Yatay kesit birimleri arasındaki ilişkinin varlığına göre panel birim kök testleri temelde ikiye ayrılır. Yatay kesit bağıllığının olmadığı durumlarda kullanılan birim kök testlerine “Birinci nesil panel birim kök testleri”, yatay kesit bağıllığının olduğu durumda kullanılan birim kök testlerine ise “İkinci nesil panel birim kök testleri” denilmektedir. Birinci nesil panel birim kök testleri yatay kesit bağımsızlığını, ikinci nesil panel birim kök testleri ise faktör yapısı yaklaşımını temel almaktadır¹⁸.

Yatay kesit bağıllığının analiz edilebilmesi için geliştirilen testler yatay kesit (N) ve zaman (T) boyutlarının büyüklüğüne göre belirlenmektedir. Genellikle panel veri modellerindeki dağılımın yatay kesit bağımsız olduğu düşünülür. Bu durum özellikle yatay kesit boyutu büyük paneller için geçerlidir (N). N’in daha küçük olduğu (10 ve daha az) ve panelin zaman boyutunun (T) önemli ölçüde büyük olduğu durumda hata terimlerinin yatay korelasyonu Zellner (1962) tarafından geliştirilen Seemingly Unrelated Regression (SUR)

¹⁸ Hurlin, C., Mignon, V., “Second Generation Panel Unit Root Tests”, HAL Archives-Ouvertes.fr, 2007, s. 1-24.

(Görünürde İlişkisiz Regresyon) yöntemi ile modellenebilir ve istatistiksel olarak test edilebilir. Breush-Pagan (1980)'in artıkların sıralı çift yönlü korelasyon ortalamasını temel alan Lagrange çarpanı (LM) testi bu testin basit bir örneğidir¹⁹.

Yatay kesit bağıllığının testinde en yaygın kullanılanı yatay-kesit bağımlılık Lagrange Çarpanı (Cross-sectional Dependency Lagrange multiplier, CDLM) testidir. Bu test kendi içinde 3'e ayrılmaktadır;

Zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğu ($T > N$) durumunda Breush Pagan (1980)'in CD_{LM1} testi,

Hem zaman boyutunun hem de yatay kesit boyutunun büyük olduğu durumda Pesaran (2004)'ün CD_{LM2} testi,

Yatay kesit boyutunun zamana boyutundan daha büyük olduğu ($N > T$) durumunda Pesaran (2004)'ün CD_{LM} testi uygulanmaktadır. LM test istatistikleri,

$$CD_{LM1} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \sim \chi_{\frac{N(N-1)}{2}}^2$$

$$CD_{LM2} = \sqrt{\frac{1}{N \cdot (N-1)}} \left[\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \cdot \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \right] \sim N(0,1)$$

$$CD_{LM2} = \sqrt{\frac{2T}{N \cdot (N-1)}} \left[\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right] \sim N(0,1)$$

¹⁹ Pesaran, M.H., "General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence In Panels", IZA Discussion Paper, No.1240, (August, 2004), s.1.

olarak gösterilebilir. burada $\hat{\rho}_{ij}$, En küçük kareler tahmininin sonucunda oluşan artıklar arasındaki korelasyon katsayısı, T zaman boyutu, N yatay kesit boyutudur. CD_{LM2} test istatistiği, sıfır ortalama ve 1 varyans ile standart normal dağılıma uymaktadır. Test hipotezleri,

H_0 : Yatay kesit bağıllığı yoktur.

H_A : Yatay eksit bağıllığı vardır.

olarak oluşturulur. H_0 hipotezinin geçerli olması durumunda birinci nesil birim kök testleri, H_A hipotezinin geçerli olması durumunda ikinci nesil birim kök testleri uygulanmaktadır. Sıradaki alt bölümlerde birinci nesil ve ikinci nesil panel birim kök testlerine yer verilecektir.

2.2.1 Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

Birimler arasında yatay kesit bağıllığın olmadığı durumlarda kullanılan panel birim kök testleridir. Dickey-Fuller (1979) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testlerinden faydalanılarak geliştirilmiş testlerdir. Çalışmalarda yaygın olarak kullanılan birinci nesil panel birim kök testlerinden bazıları; Levin ve Lin (1992), Harris ve Tzavalis(1999), Levin, Lin ve Chu (2002), Hadri (2000), Breitung (2000), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) panel birim kök testleridir.

2.2.1.1 Levin ve Lin (1992) Panel Birim Kök Testi

Levin ve Lin (1992) Panel Birim Kök Testi dağılımın ve deterministik trendin etkisini ölçmek için ortaya konan bir testtir. Yatay kesitin bireysel etkileri ϑ_i parametresi ile, zaman etkileri u_i parametresiyle tanımlanırsa model,

$$Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + \alpha_0 + \alpha_{1t} + \vartheta_i + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

olarak ifade edilebilir. Burada ρ otoregresif parametre, α_0 ve α_{1t} sabit parametreler, $\varepsilon_{i,t}$ ise modelin hata terimlerini ifade etmektedir. Test hipotezleri,

$H_0 : \rho = 1$ (birim kök var)

$H_A : \rho < 1$ (birim kök yok)

olarak kurulur²⁰. Basit yapıdaki,

$$Y_t = Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

modelinin otoregresif parametresi,

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T Y_{i,t} Y_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T Y_{i,t-1}^2}$$

olarak hesaplanır Burada $Y_{i,t-1}$ her i yatay kesit birimi için 1 dönem gecikmeli otoregresif süreci ifade etmektedir. Modelin standart hatası,

$$\hat{\sigma} = \left[\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{i,t} - \hat{\rho} Y_{i,t-1})^2 \right]^{1/2}$$

formülü ile hesaplanır. Test istatistiği ise,

$$t_p = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T Y_{i,t-1}^2 \right]^{1/2} \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\hat{\sigma}}$$

olarak hesaplanır. Birim kök tahminleri $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olması durumunda normal dağılım sergiler.

2.2.1.2 Harris ve Tzavalis (1999) Panel Birim Kök Testi

Harris Ve Tzavalis (1999) panel birim kök testi zaman boyutunun sabit ve yatay kesit boyutunun sonsuza gittiği durumlarda korelasyonsuz hataların elde edildiği panel verilerde kullanılan bir testir. Test denklemleri;

²⁰ Levin, A., Lin, C. F., "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", Discussion Paper, 92-23, 2002, s. 1-59.

$$Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \gamma_i + \rho Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad i=1,\dots,N, \quad t=1,\dots,T$$

$$Y_{it} = \gamma_i + \beta_i t + \rho Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

olarak yazılabilir. İlk test denklemi deterministik trendin ve yığılımın olmadığı denklemdir. İkinci denklem heterojen yığılımın olduğu, üçüncüsü ise deterministik trend ve yığılıma izin veren denklemdir. Modelde sabit parametrenin birimlere ve zamana göre değişmesi durumu heterojen yığılım olarak adlandırılmaktadır. Otopregresif parametrenin bütün yatay kesit birimleri için aynı olduğu varsayımı altında test hipotezleri,

$$H_0 : \rho = 1 \text{ (birim kök var)}$$

$$H_A : \rho < 1 \text{ (birim kök yok)}$$

olarak kurulur. Genellikle tek zaman serisi durumunda birim kök testleri iki yapıdadır. İlki otopregresif parametrenin en küçük kareler tahmincisi temelli normalleştirilmiş katsayı istatistikleridir. İkincisi ise t-oran istatistikleridir²¹.

Harris ve Tzavalis (1999) testi, en küçük kareler tahmincilerinin katsayı istatistiklerini temel alan bir testtir. En küçük kareler tahmincisi,

$$\hat{\rho} - 1 = \left[\sum_{i=1}^N Y'_{i,-1} Q_T Y_{i,-1} \right]^{-1} \cdot \left[\sum_{i=1}^N Y'_{i,-1} Q_T v_i \right]$$

olarak hesaplanır. Hata terimi vektörleri,

$$Y'_{i,-1} = (Y_{i0}, \dots, Y_{i,t-1})$$

$$v_i = (v_{i1}, \dots, v_{iT})$$

²¹ Harris, R.D.F., Tzavalis, E., "Inference For Unit Roots In Dynamic Panels Where The Time Dimension is Fixed", Journal Of Econometrics, Vol.91,1999, s. 204.

olarak gösterilebilir. Q_T üç farklı test denklemi için değişik şekillerde hesaplanan matristir.

1. model için,

$$Q_T = I_T \text{ dir. } I_T, (T \times T) \text{ boyutunda birim matristir.}$$

2. model için,

$Q_T = M_T = \left(I_T - \left(\frac{1}{T} \right) e_T e_T' \right)$ olarak ifade edilir ve e_T , T uzunluğunda birim sütun vektörüdür. 3. model için,

$$Z_T = (e_T, \tau_T) \text{ ve } \tau_T' = (1, 2, \dots, T) \text{ olarak ifade edilir,}$$

$$Q_T = I_T - Z_T (Z_T' Z_T)^{-1} Z_T'$$

olarak hesaplanır. ρ test istatistiğinin asimptotik normal dağılım değerleri,

$$\sqrt{N}(\hat{\rho} - 1 - L_m) \rightarrow N(0, K_m)$$

eşitliğiyle hesaplanır. Modeldeki deterministik öğelerin farklılığına göre L_m ve K_m değerleri aşağıdaki gibi üç farklı şekilde elde edilmektedir.

$$L_1 = 0, K_1 = 2/T(T - 1)$$

$$L_2 = -\frac{3}{T+1}, K_2 = 3(17T^2 - 20T + 17)/5(T-1)(T+1)^3$$

$$L_3 = -\frac{7,5}{T+2}, K_3 = 15(193T^2 - 728T + 1147)/112(T-2)(T+2)^3$$

Harris ve Tzavalis(1999) panel birim kök testinde test istatistiklerinin limitli dağılımı normale yakınsar ve yakınsama oranı tıpkı durağan panel verilerde olduğu gibi \sqrt{N} kadardır. Normallik için (T) zaman serisi boyutunun geniş olmasına gerek yoktur²².

²² Harris, R.D.F., Tzavalis, E., a.g.e., s. 203.

2.2.1.3 Levin, Lin ve Chu (2002) Panel Birim Kök Testi

Levin, Lin ve Chu (2002) panel birim kök testi, herbir yatay kesit biriminin otoregresif parametresinin birim kök içerip içermediğine dayalı bir testtir. Testin hipotezleri,

$$H_0: \varphi_i = \varphi = 1 \text{ (herbir zaman serisi için birim kök var)}$$

$$H_A: \varphi_i = \varphi < 1 \text{ (herbir zaman serisi için birim kök yok)}$$

şeklinde. Deterministik öğelere göre değişen üç model oluşturulur ve modeller,

$$Y_{it} = \varphi Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \gamma_i + \varphi Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \gamma_i + \beta_i t + \varphi Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

olarak gösterilebilir. p gecikme uzunluğunun farklı yatay kesit birimleri için geçerli olduğu kabul edilmektedir. İlk olarak herbir yatay kesit birimi için ADF test denklemleri oluşturulur. 2. model temel alınarak oluşturulan test denklemleri genel olarak,

$$\Delta Y_{it} = \varphi Y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{P_1} \delta_{iL} \Delta Y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}$$

şeklinde ifade edilir. Burada d_{mt} deterministik değişkenler vektördür ve $m = 1,2,3$ 'tür. İki yan regresyonun tahmin edilmesi gerekir. Bu regresyonlar,

1. $\hat{\varepsilon}_{it}$ artıklarının elde edilmesi için ΔY_{it} bağımlı değişken olmak üzere $\Delta Y_{i,t-L}$ ve d_{mt} 'nin yer aldığı,

2. $\hat{v}_{i,t-1}$ artıklarını elde etmek için $Y_{i,t-1}$ bağımlı değişken olmak üzere ΔY_{it-L} ve d_{mt} 'nin yer aldığı yan regresyon denklemleridir. Elde edilen artıkların standardizasyonu yapılır. σ_{ε_i} her bir ADF test denkleminin standart hatası olmak üzere standardizasyon,

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \hat{\varepsilon}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}$$

$$\tilde{v}_{i,t-1} = \hat{v}_{i,t-1} / \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}$$

eşitlikleriyle sağlanır. Havuzlanmış en küçük kareler regresyonu,

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \varphi \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

tahmin edilir. Oto-regresif parametre φ ,

$$\hat{\varphi} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{i,t-1} \tilde{\varepsilon}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{i,t-1}^2}$$

olarak ifade edilir. Regresyonun standart hatası,

$$std(\hat{\varphi}) = \hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{v}_{i,t-1}^2 \right]^{-1/2}$$

olacaktır. $\tilde{\varepsilon}_{it}$ 'nin standart hatası ise,

$$\hat{\sigma}_{\tilde{\varepsilon}} = \left[\frac{1}{N\bar{T}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T (\tilde{\varepsilon}_{it} - \hat{\varphi} \tilde{v}_{i,t-1})^2 \right]^{1/2}$$

eşitlikleriyle elde edilir. Testin t istatistik değeri,

$$t_{\varphi} = \frac{\hat{\varphi}}{std(\hat{\varphi})}$$

eşitliğiyle tahmin edilir. t istatistik değerlerinin standart sapması ayarlanmalıdır. Levin, Lin ve Chu (2002) panel birim kök testi için önemli bir koşul $N_T/T \rightarrow 0$ ve $N_T/T \rightarrow k$ yeterli koşulu sağladığında $\sqrt{N_T/T} \rightarrow 0$ koşulunun sağlanmasıdır. N_T , yatay kesit boyutu N'in zaman boyutu T' nin monotonik bir fonksiyonu olduğu anlamına gelmektedir²³.

Levin Lin ve Chu (2002) birim kök test istatistiğinin düzeltilmesinde Monte Carlo simülasyonu ile beraber LLC (2002) ortalama ve varyans belirleme tablo değerlerinden faydalanılır.

Test istatistiği,

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

olarak hesaplanır. Ayarlama faktörleri μ_{1T}^* ve σ_{1T}^* , ortalama zaman serisi dağılımı \tilde{T} ve kesikli gecikme parametresi \bar{K} , m=1,2,3 için verilen regresyon modellerinin ortalama ve standart sapmasını ayarlamak için kullanılır. Her durumda tahmini ortalama standart hata ayarı 0,007'den ve tahmini standart hatanın standart hata ayarı 0,011'den daha azdır²⁴.

2.2.1.4 Hadri (2000) Panel Birim kök Testi

Hadri (2000) panel birim kök testinde diğer panel birim kök testlerinden farklı olarak birim kök vardır alternatif hipotezine karşı birim kök yoktur sıfır hipoteziyle oluşturulmaktadır. Test denklemleri için,

$$Y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = r_{it} + \beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$i=1,\dots,N, \quad t=1,\dots,T$$

²³ Nell, C., Zimmerman, S., "Summary based on Chapter 12 of Baltagi: Panel Unit Root Tests, The Department Of Economics at University Of Vienna, 2011, s. 2.

²⁴Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J., "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", Journal of econometrics, 108(2002), s.14.

şeklinde iki genel denklemden yararlanılır. Test denklemleri yığılımlı ve deterministik trendli olmakla beraber r_{it} , otoregresif rassal yürüyüş sürecine sahiptir,

$$r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it}$$

$$u_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$Cov(r_{it}, u_{it}) = 0$$

r_{it} 'nin başka bir eşitlikle ifadesi,

$$r_{it} = r_{i0} + \sum_{t=1}^t u_{it}$$

olarak yapılabilir. Hadri (2000) panel birim kök test denklemleri,

$$Y_{it} = r_{i0} + \sum_{t=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = r_{i0} + \beta_{it}t + \sum_{t=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it}$$

şeklinde oluşturulur. Hata terimi $e_{it} = \sum_{t=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it}$ denklemde yerine yazılırsa oluşan yeni modeller,

$$Y_{it} = r_{i0} + e_{it}$$

$$Y_{it} = r_{i0} + \beta_{it}t + e_{it}$$

olarak oluşturulur. Testin durağanlık koşulu σ_u^2 'nin sifıra eşit olup olmamasına göre belirlenmektedir. Sıfıra eşit olduğunda durağanlık koşulu sağlanırken, sıfıra eşit olmadığı durumda sağlanamamaktadır. $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2}$ olduğunda hipotezler,

$H_0 : \lambda = 0$ (durađan)

$H_A : \lambda > 0$ (durađan deđil)

olarak ifade edilir. Hadri (2000) panel birim kk testi iin LM test istatistiđinden yararlanılmaktadır. LM test istatistiđi,

$$\widehat{LM} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon,i}^2} \right]$$

olarak ifade edilir. Burada S_{it} ve $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$,

$$S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{ij}$$

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^N \hat{\varepsilon}_{it}^2$$

olarak hesaplanır. Hadri (2000) Panel birim kk testinin yıđılımlı ve deterministik trendli test denklemleri iin test istatistiđi,

$$Z = \frac{\sqrt{N}(\widehat{LM} - \xi)}{\zeta}$$

olarak hesaplanır. Simlasyon sonucu elde edilen ξ ve ζ deđerleri,

$$\xi_{\mu} = \frac{1}{6}$$

$$\xi_t = \frac{1}{15}$$

$$\zeta_{\mu} = \frac{1}{45}$$

$$\zeta_t = \frac{1}{6300}$$

olarak elde edilir²⁵. Burada ξ ve ζ sırasıyla, \widehat{LM} 'nın beklenen değeri standart sapmasıdır. Z istatistik değeri ortalaması 0 ve varyansı 1 olan normal dağılıma uymaktadır.

2.2.1.5 Breitung (2000) Panel Birim Kök Testi

Breitung (2000) panel birim kök testi deterministik trend ve yığılımlı regresyon modelinde bağımsız değişken vektörünün otoregresif sürecinin fark durağan mı yoksa trend durağan mı olduğuna göre birim kökün varlığına karar veren bir testtir. Testin regresyon denklemi,

$$Y_{it} = \alpha + \beta_i t + X_{it} \quad t=1, \dots, T$$

olarak ve bağımsız değişken vektörü,

$$X_{it} = \sum_{L=1}^{p+1} \theta_{ik} X_{i,t-L} + \varepsilon_{it}$$

olarak tanımlanır. Breitung (2000) panel birim kök testinin H_0 hipotezi,

$$H_0 : \varphi_i \equiv \sum_{L=1}^{p+1} \theta_{ik} - 1$$

şeklinde oluşturulur. Testin iki aşaması vardır. İlk olarak Y_{it} ve $Y_{i,t-1}$ 'in $\Delta Y_{i,t-1}, \dots, \Delta Y_{i,t-p}$ gecikmiş farklarıyla tahmin edildiği deterministik trendsiz regresyon denklemlerinin hata terimleri tahmin edilir. u_{it} ve w_{it} artıkları elde edilir. Sonrasında ise bu artıklar standardize edilir.

$$\tilde{u}_{it} = u_{it} / \sigma_i$$

²⁵Hadri, K., "Testing For Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *Econometric Journal*, vol.3, 2000, s.148-161.

$$\tilde{w}_{it} = w_{it}/\sigma_i$$

daha sonra bu artıklarla model tahmini yapılır. Tahmin edilecek model,

$$\tilde{u}_{it} = \varphi(\tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{io}) + \beta t + v_{it}$$

olacaktır. Sonrasında $\rho = 0$ için test istatistiği hesaplanır. Test istatistiği,

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

olarak hesaplanır. $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ durumunda test istatistiği λ , asimptotik normal dağılıma uymaktadır.

2.2.1.6 Mandala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Testi

Mandala ve Wu (1999) panel birim kök testi Fisher'in 1932 yılında yapmış olduğu çalışmalar doğrultusunda ortaya konmuştur. Testin istatistiği, her yatay kesit birimi için hesaplanan ADF test istatistiklerinin olasılık değerleri ile hesaplanır. Testin denklemleri yığılımlı ve deterministik trendli model için sırasıyla,

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_i + \varphi Y_{i,t-1} + \sum_{l=1}^k \delta_{il} \Delta Y_{i,t-l} + e_{it}$$

$$\Delta Y_{i,t} = \beta_i + \theta_i t + \varphi Y_{i,t-1} + \sum_{l=1}^k \delta_{il} \Delta Y_{i,t-l} + e_{it}$$

olacaktır. Testin Hipotezleri;

$$H_o : \varphi = 1 \text{ (birim kök var)}$$

$$H_A : \varphi < 1 \text{ (birim kök yok)}$$

olarak kurulur. Test istatistiđi ise,

$$\pi = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i$$

olarak hesaplanır. Testin dađılımı, $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ durumunda $2N$ serbestlik derecesiyle χ^2 dađılımına uymaktadır.

2.2.1.7 Choi (2001) Panel Birim Kk Testi

Choi (2001) panel birim kk testi iin bir ok kaynakta Fisher ve Phillips Perron testi de denilmektedir. Testin istatistiđi, her yatay kesit birimi iin hesaplanan ADF test istatistiklerinin olasılık deđerleri ile elde edilir. Choi (2001) panel birim kk testi, gzlem ve uzunluk aısından esnek olmama sorununu ortadan kaldırmaya ynelik drt temel varsayıma sahiptir. Bu varsayımlar aŗađıdaki gibi sıralanabilir²⁶,

1. Panel verilerdeki grup sayısı sonlu veya sonsuz olabilir,
2. Panel verilerdeki grupların stokastik ve deterministik đeleri birbirlerinden farklı olabilir,
3. Grupların zaman boyutları farklı olabilir,
4. Bazı gruplarda birim kk varken diđerlerinde olmayabilir.

Model,

$$Y_{it} = d_{it} + X_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

olarak gsterilebilir. Burada X_{it} bađımsız deđiŗken vektrdr. Deterministik đeler,

$$d_{it} = \alpha_0 + \alpha_{i1}t + \dots + \alpha_{im_i}t^{m_i}$$

²⁶ Choi, İ., "Unit Root Tests for Panel Data", Journal of International Money and Finance, 20,2001, s.249-272.

olarak ifade edilir. Otoregresif süreç,

$$X_{it} = \theta_i X_{i,(t-1)} + e_{it}$$

olarak oluşturulur. Choi (2001) panel birim kök testi hipotezleri,

$$H_0 : \theta_i = 1 \text{ (Her } i \text{ için)}$$

$$H_A : |\theta_i| < 1 \text{ (En az bir } i \text{ için)}$$

olacaktır. N'in sonsuza gitme durumu söz konusuysa alternatif hipotez "bazı i'ler için" olarak yorumlanır. Sonlu N için test istatistikleri,

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

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

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

olacaktır ve p_i değeri,

$$p_i = F(G_{iT_i})[1 - F(G_{iT_i})]$$

olarak elde edilir. $\phi(\cdot)$ standart kümülatif dağılım fonksiyonudur. G_{iT_i} test için oluşturulan modelden elde edilen her bir i. grup için hesaplanan birim kök istatistikleridir. $f(\cdot)$ rassal değişken G_i 'ye karşılık gelen dağılım fonksiyonudur. Sonlu N durumunda P istatistiği 2N serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına ve Z istatistiği ortalaması 0, varyansı 1 olan normal dağılıma uyar. Düzenlenmiş L istatistiği ve k,

$$L^* = \sqrt{kL}$$

$$k = \frac{3(5N + 4)}{\pi^2 N(5N + 2)}$$

eşitlikleriyle elde edilir. L^* değerleri, $(5N+4)$ serbestlik derecesiyle t dağılımına uymaktadır. P , Z ve L test istatistikleri sıfır hipotezi altında N ve T sonsuza giderken standart normal dağılıma yaklaşır²⁷. N sonsuza giderken test istatistikleri,

$$P_m = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2 \ln(p_i) - 2) = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln(p_i) + 1) \sim N(0,1)$$

$$L^* = \sqrt{kL} = \frac{1}{\sqrt{\pi^2 N/3}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \sim N(0,1)$$

olarak hesaplanmaktadır. Z test istatistiği ortalaması sıfır varyansı 1 olan normal dağılıma uymaktadır. N 'in sonsuza gitmesi durumunda L^* , 0 ortalama 1 varyansla normal dağılmaktadır²⁸.

2.2.1.8 Im, Pesaran ve Shin (2003) Panel Birim Kök Testi

Im, Pesaran ve Shin (2003) panel birim kök testinde sıfır hipotezi her bir yatay kesit birimi için otoregresif parametrenin 1 olduğu varsayımı altında kurulmaktadır. Test denklemlerinde rassal yürüyüş sürecinin ρ otoregresif parametresi küçük örnekler için aşağı sapmalı olduğundan,

$$\Delta Y_t = (\alpha_i - 1) + (\varphi_i - 1)Y_{i,t-1} + u_{it}$$

$$\Delta Y_t = \beta_i + \varphi Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

olarak ifade edilir. Dickey-Fuller test denklemlerine dönüştürülerek test hipotezleri,

²⁷ Choi, İ., "Combination Unit Root Tests for Cross-sectionally Correlated Panels", Mimeo, Hong Kong University of Science and Technology, 2002, s.1-26.

²⁸Choi,İ., "Unit Root Tests for Panel Data", Journal of International Money and Finance, 2001, s.249-272.

$H_0 : \varphi = 0$ (Her bir yatay kesit birimi için panel birim kök var)

$H_A : \varphi < 0$ (Bazı yatay kesit birimleri için panel birim kök yok)

şeklinde oluşturulur. Bu test, bireysel birim kök test istatistiklerinin ortalaması üzerine temellenen dinamik heterojen paneller için birim kök testlerini önermektedir. Gruplar arası ortalama genişletilmiş Dickey Fuller istatistiklerini temel alan standardize edilmiş t-bar test istatistiğini önerir²⁹. t-bar test istatistiği zaman ve yatay kesit boyutu sonsuza giderken standart normal dağılıma yaklaşır. Zaman boyutunun sonlu ve hata terimlerinin otokorelasyonsuz olduğu durumda test istatistiği olarak,

$$\tilde{t}_{iT} = \frac{\Delta Y_i' M_\tau Y_{i,t-1}}{(Y_{i,t-1}' M_\tau Y_{i,t-1})^{1/2}}$$

eşitliği kullanılmaktadır. Test istatistiğinin hesabında kullanılan birim vektör $\tau_T = (1, 1, \dots, 1)'$, serinin bir dönem gecikmeli değerleri $Y_{i,t-1} = (Y_{i0}, Y_{i1}, \dots, Y_{i,T-1})'$ olarak; M_τ , $M_\tau = I_t - \tau_T(\tau_T' \tau_T)^{-1} \tau_T'$ eşitliğiyle ve ΔY_i , $\Delta Y_i = (\Delta Y_{i1}, \Delta Y_{i2}, \dots, \Delta Y_{iT})'$ eşitliğiyle elde edilmektedir. $\tilde{\sigma}_{iT}$,

$$\tilde{\sigma}_{iT}^2 = \frac{\Delta Y_i' M_\tau Y_i}{T - 1}$$

olarak hesaplanır. \tilde{t}_{bar} ,

$$\tilde{t}_{bar} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{t}_{iT}$$

olarak elde edilir. $N \rightarrow \infty$ standardize edilmiş \tilde{t}_{bar} test istatistiği,

²⁹ Im, S.K., Pesaran, M.H., Shin, Y., "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", Journal of Econometrics, 2003, s.53-74.

$$Z_{tbar} = \frac{\sqrt{N}[\tilde{t}_{bar} - E(\tilde{t}_T)]}{\sqrt{var(\tilde{t}_T)}}$$

olarak bulunur ve standart normal dağılıma yakınsar³⁰.

Hata terimlerinin otokorelasyonlu olduğu Dickey Fuller $AR(\rho_i + 1)$ durumunda model;

$$\Delta Y_{it} = \mu_i + \theta_i Y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i+1} \varphi_{iL} \Delta Y_{i,t-L} + \varepsilon_{it}$$

olarak ifade edilir. Matris yapısında model,

$$\Delta Y_i = \theta_i Y_{i,t-1} + Q_i \gamma_i + \varepsilon_i$$

Olarak gösterilir. Modeldeki Q_i , $Q_i = (\tau_T, \Delta Y_{i,t-1}, \dots, \Delta Y_{i,t-p_i})$ ve $\gamma_i, \gamma_i = (\mu_i, \varphi_{i1}, \dots, \varphi_{i1p_i})'$ olarak elde edilir. Sıfır hipotezi için ortalama test istatistiği,

$$\tilde{t}_{bar} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{t}_{iT}(p_i, \varphi_i)$$

olarak elde edilir. Bireysel test istatistikleri,

$$\tilde{t}_{iT}(p_i, \varphi_i) = \frac{\sqrt{T - p_i - 1} (Y'_{i,t-1} M_{Q_i} \Delta Y_i)}{(Y'_{i,t-1} M_{Q_i} \Delta Y_{i,t-1})^{1/2} (Y'_i M_{Q_i} \Delta Y_i)^{1/2}}$$

olarak hesaplanır. $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ durumunda standardize edilmiş test istatistiği,

$$Z_{\tilde{t}_{bar}}(p, \varphi) = \frac{\sqrt{N}[\tilde{t}_{bar} - E(\tilde{t}_T)]}{\sqrt{var(\tilde{t}_t)}}$$

³⁰ Im, S.K., Pesaran, M.H., Shin, Y., a.g.e., s.53-74.

olarak bulunur.

2.2.2 İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

Yatay kesit birimleri arasında bağıllığın olmadığı koşulda kullanılan panel birim kök testleridir. Bu testlerden en yaygın kullanılanları; Moon ve Perron (2003), Phillips ve Sul (2003), Pesaran (2003), Breitung ve Das (2003), Bai ve Ng (2004) ve Chang (2003) panel birim kök testleridir.

2.2.2.1 Moon ve Perron (2003) Panel Birim Kök Testi

Moon ve Perron (2003) yatay kesit bağıllığı modeli, Y_{it} 'nin hata terimlerinin K gözlenemeyen rassal faktörler ve nedeni bilinmeyen şıklarla meydana getirildiğini varsayar³¹. Test için oluşturulan model faktör modeli yapısına dayandırılarak,

$$z_{it} = \theta_i + z_{it}^0$$

$$z_{it}^0 = \rho_i z_{i,t-1}^0 + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \beta_i' f_t + e_{it}$$

şeklinde oluşturulur. Test hipotezleri,

$$H_0 : \rho_i = 1 \text{ (Her bir yatay kesit birimi için panel birim kök var)}$$

$$H_A : \rho_i < 1 \text{ (Bazı yatay kesit birimleri için panel birim kök yoktur)}$$

şeklindedir. Burda gözlenemeyen K tane rassal faktör vektörü f_t , K tane rassal olmayan faktör yükleri katsayı vektörü β_i , sebebi bilinmeyen hatalar e_{it} ve gözlenemeyen hata terimleri ε_{it} ile gösterilmektedir. Testin otoregresif parametresi,

$$\hat{\rho}_{pool} = \frac{tr(z_{t-1} Q_{\beta} z') - NT \lambda_e^N}{tr(z_{t-1} Q_{\beta} z')}$$

³¹Moon, H.R., Perron, P., "Panel Evidence on Unit Roots in Exchange Rates and Interest Rates with Cross-sectional Dependence", manuscript, USC, 2003, s.3.

olarak elde edilir. eşitlikte yer alan matrisler sırasıyla; bir dönem gecikmeli gözlenen değişken matrisi z_{t-1} , faktör yüklerinin ortogonal matrisi Q_β ve λ_e^N nedeni bilinmeyen hatalar e_{it} tek yanlı uzun dönem varyansı olarak adlandırılır. Test istatistikleri,

$$t_a^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}_{pool} - 1)}{\sqrt{\frac{2\phi_e^4}{w_e^4}}}$$

$$t_b^* = \sqrt{NT}(\hat{\rho}_{pool} - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} \text{tr}(z_{t-1} Q_\beta z_t')} \frac{w_e^2}{\phi_e^4}$$

eşitlikleriyle elde edilir. Burda e_{it} 'nin uzun dönem varyans kesit ortalaması w_e^2 ve w_e^4 'nin yatay kesit ortalaması ϕ_e^4 ile gösterilmektedir.

Moon ve Perron(2003) testine göre, N ve $T \rightarrow \infty$ durumunda $\frac{N}{T} \rightarrow 0$ olduğunda t_a^* ve t_b^* test istatistikleri standart normal dağılıma sahiptir³².

2.2.2.2 Phillips ve Sul (2003) Panel Birim Kök Testi

Phillips ve Sul (2003) panel birim kök testi, yatay kesit bağılılığına izin veren, faktörün zamana göre bağımsız dağılım sergilediği tek faktörlü bir panel birim kök testidir. Test için kullanılan model,

$$Y_{it} = \varphi Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad t=1, \dots, T \quad i=1, \dots, N$$

olarak gösterilir. Hata terimi ε_{it} , zamana göre oluşturulmuş faktör yapısında,

$$\varepsilon_{it} = \lambda_i \eta_t + \vartheta_{it}$$

olarak modellenir. Değişkenlere optimizasyona dayalı çeşitli dönüşümler yapılır. Yatay kesit boyutunun sabit ve zaman boyutunun büyük olduğu durumlarda ve varyansların diagonal matrisi Σ 'nin trendsiz ve ortalamadan arındırılmış tahmincisi olan $\hat{\Sigma}$ matrisi,

³²Moon, R. H., Perron, B., "Testing for a Unit Root in Panels for Dynamic Factors", Journal of Econometrics, s. 81-126.

$$\hat{\Sigma} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$$

olarak elde edilir. Varyans-kovaryans matrisinin diagonal matrisinin ve birim katsayılarının iterasyonel optimizasyonuyla,

$$(\hat{\Omega}, \hat{\lambda}) = \operatorname{argmin}_{\Omega, \lambda} \{[\hat{\Sigma} - (\Omega + \lambda\lambda') | \hat{\Sigma} - (\Omega + \lambda\lambda')]\}'\}$$

elde edilir. Ortogonal $[\hat{\lambda}_\perp]_{N \times (N-1)}$ matrisi kullanılarak yatay kesit bağıllığını ortadan kaldıran \hat{F}_λ matrisi,

$$\hat{F}_\lambda = [\hat{\lambda}'_\perp \hat{\Omega} \hat{\lambda}_\perp]^{-1/2} \hat{\lambda}'_\perp$$

olarak hesaplanır. En son dönüşümde,

$$Y_t = [Y_{1t}, \dots, Y_{Nt}]'$$

matrisi kullanılarak dönüştürülmüş seri vektörü,

$$Y_t^* = \hat{F}_\lambda Y_t$$

oluşturulur. Yatay kesit bağıllığı olmayan her bir yatay kesit birimi için hesaplanan olasılık değerleri p olmak üzere test istatistikleri,

$$P = -2 \sum_{i=1}^{N-1} \ln(\rho_i)$$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N-1} \phi^{-1}(\rho_i)$$

$$P_m = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{N-1} [\ln(\rho_i) + 1]$$

olarak hesaplanır. P testine ters ki-kare testi veya Fisher (1932)'den sonra fisher testi denilir. P_m test istatistiği, P istatistiğinin büyük N için kullanılan merkezileştirilmiş ve normalize edilmiş versiyonudur. Z test istatistiği, Stouffer ve diğerleri (1949)'un ardından ters normal test olarak adlandırılır³³.

P test istatistiği N sabit ve $T \rightarrow \infty$ iken $P \sim \chi^2_{2(N-1)}$

Z test istatistiği N sabit ve $T \rightarrow \infty$ iken $Z \sim N(0,1)$

P_m test istatistiği $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ iken $P_m \sim N(0,1)$

dağılmaktadır.

2.2.2.3 Pesaran (2003) Panel Birim Kök Testi

Pesaran (2003) panel birim kök testi, model olarak yatay kesit bağıllık durumunda geçerli heterojen faktör yükleriyle tanımlanan tek faktör modelini kullanır. Model,

$$Y_{it} = (1 - \rho_i)\beta_i + \delta_i Y_{i,t-1} + e_{it}$$

$$e_{it} = \lambda f_t + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

olarak tanımlanır. Gözlenemeyen genel etkiler f_t ve birime özel hatalar ε_{it} ile ifade edilmektedir. Modelin Dickey Fuller model formuna dönüştürülmüş hali;

$$Y_{it} = \theta_i + \varphi_i Y_{i,t-1} + \lambda f_t + u_{it}$$

olarak gösterilir. Sıfır test hipotezi,

$$H_0 : \varphi_i = 0 \text{ (tüm } i \text{ kesit birimi için)}$$

³³ Phillips, P.C.B., Sul, D., "Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence", Econometrics Journal, vol.6, s.217-259.

olarak oluşturulur. Alternatif hipotezler,

$$H_1 : \varphi_i < 0 \quad i = 1, \dots, N,$$

$$H_0 : \varphi_i = 0 \quad i = N + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

olacaktır. Pesaran (2003) panel birim kök testinde artıkların otokorelasyonlu olup olmaması birim kökün analizinde önemlidir. Serinin artıklarının otokorelasyonlu olmadığı durumda, yatay kesit bağıllığı giderilmiş genişletilmiş Dickey Fuller (CADF) modelinin denklemi,

$$Y_{it} = \mu_i + \varphi_i Y_{i,t-1} + c_i \bar{Y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{Y}_t + e_{it}$$

olacaktır. Serilerin gecikmiş değerlerinin ortalaması (\bar{Y}_{t-1}) ve fark serilerinin ortalaması ($\Delta \bar{Y}_t$) ile ifade edilirse,

$$\bar{Y}_{t-1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_{i,t-1}$$

$$\Delta \bar{Y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta Y_{i,t}$$

olarak hesaplanır. Otopregresif parametrenin t istatistiği $t(N, T)$ ile gösterilirse,

$$t(N, T) = \frac{\Delta Y_i' \bar{M}_W Y_{i,t-1}}{\hat{\sigma}_i (Y_{i,t-1}' \bar{M}_W Y_{i,t-1})^{1/2}}$$

olarak elde edilir. Formülde yer alan aşağıdaki ifadeler,

$$Y_{i,t-1} = (Y_{i0}, Y_{i1}, \dots, Y_{i,T-1})'$$

$$\Delta Y_i = (\Delta Y_{i1}, \Delta Y_{i2}, \dots, \Delta Y_{iT})'$$

$$\bar{M}_W = I_T - \bar{w}(\bar{w}'\bar{w})^{-1}\bar{w}'$$

$$\bar{w} = (\tau, \Delta\bar{Y}, \bar{Y}_{t-1})$$

$$\tau = (1, 1, \dots, 1)'$$

$$\Delta\bar{Y} = (\Delta\bar{Y}_1, \Delta\bar{Y}_2, \dots, \Delta\bar{Y}_T)'$$

$$\bar{Y}_{t-1} = (\bar{Y}_0, \bar{Y}_1, \dots, \bar{Y}_{T-1})'$$

$$\hat{\sigma}_i = \frac{\Delta Y_i' \bar{M}_{i,W} \Delta Y_i}{T - 4}$$

$$\bar{M}_{i,W} = I_T - G_i(G_i'G_i)^{-1}G_i'$$

$$G_i = (Y_{i,t-1}, \bar{W})$$

olarak elde edilir. Otoregresif parametre φ_i 'nin test istatistiğinin tahmincisi $\hat{\sigma}_i$ yerine alternatif tahminci $\tilde{\sigma}_i$ 'yi kullanmak hesaplamalarda kolaylık sağlamaktadır. Bu tahminci,

$$\tilde{\sigma}_i = \frac{\Delta Y_i' \bar{M}_W \Delta Y_i}{T - 3}$$

olarak hesaplanır. Bu durumda yeni t istatistik değeri,

$$t_i^*(N, T) = \frac{\sqrt{T-3}(\Delta Y_i' \bar{M}_W Y_{i,t-1})}{(\Delta Y_i' \bar{M}_W \Delta Y_{i,t-1})^{1/2} (\Delta Y_{i,t-1}' \bar{M}_W Y_{i,t-1})^{1/2}}$$

olacaktır. Fakat bu testte zaman serisi boyutu T'nin yatay kesit boyutu olan N'den daha küçük olduğu (T<N) durumda sorun oluşmaktadır ve CADF testi CADF* olarak,

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

olarak tanımlanır. Pasaran(2003) CIPS testi olarak adlandırılır. CIPS'in dağılımı, N=100, T=500 olduğunda aşağıdaki durumlar altında 50.000 tekrarlı simülasyonla elde edilmiştir³⁴.

Üç model için çeşitli simülasyonlarla elde edilen K_1 ve K_2 değerleri,

Yığılımlı ve trendsiz model için, $K_1= 6,12$ $K_2= 4,16$

Yığılımlı model için, $K_1= 6,19$ $K_2= 2,61$

Linear trendli model için, $K_1= 6,42$ $K_2= 1,70$

olarak belirlenmektedir. CADF VE CADF* test istatistiklerinin ortalaması alınarak elde edilen test istatistikleri,

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

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

olarak hesaplanır. Artıkların ilişkili olduğu durumda ise $H_0: \varphi_i = 0$ hipotezi için oluşturulan model;

$$\Delta Y_{it} = \pi_i + \varphi_i Y_{i,t-1} + \sum_{k=0}^m \varphi_{ik} \Delta \bar{Y}_{t-k} + \sum_{k=1}^m \omega_{ik} \Delta \bar{Y}_{t-k} + e_{it}$$

olarak gösterilir ve test istatistiği,

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

olarak elde edilmektedir. CIPS test istatistiği ise,

³⁴ Pesaran, M.H., "A Simple Panel Unit Root Test In The Presence Of Cross Section Dependence", Journal of Applied econometrics, Vol.22, 2007, s. 265-312.

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

olarak hesaplanmaktadır³⁵.

2.2.2.4 Bai ve Ng (2004) Panel Birim Kök Testi

Bai ve Ng (2004) panel birim kök testi, geniş dağılımlı panellerin faktör yapısından faydalanarak yeni bir metodoloji geliştirmiştir³⁶. Hem faktörlerin hem de nedeni bilinmeyen (idiosyncratic) hata terimlerinin durağanlığını ayrı ayrı test etmektedir. Bu test için kullanılan model,

$$Y_{it} = D_{it} + \lambda_i' F_t + e_{it}$$

olarak gösterilir. Bu modelde D_{it} , polinomal trend fonksiyonu, F_t rx1 büyüklüğünde toplam faktör vektörü, λ_i ise faktör yükleri vektörüdür³⁷.

Bai ve Ng (2004) panel birim kök testinde yığılımlı model;

$$Y_{it} = D_{it} + \lambda_i' F_t + e_{it}$$

$$F_{m,t} = \lambda_m F_{m,t-1} + \vartheta_{m,t}$$

$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + e_{it}$$

$$t = 1, \dots, T, \quad m = 1, \dots, r, \quad i = 1, \dots, N$$

olarak gösterilir. m. ortak faktörün birim kök sınaması için sıfır hipotezi $\lambda_m < 1$ eşitsizliğiyle oluşturulur ve reddedilemiyorsa m. ortak faktör için seri durağandır; i. birimin hata teriminin birim kök sınaması için sıfır hipotezi ise $\rho_i < 1$ eşitsizliğiyle oluşturulur ve

³⁵ Pesaran, M.H., a.g.e., s.1-24.

³⁶ Bai, J., Ng, S., "A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration", *Econometrica*, vol.72.,2004, s.1127-1177.

³⁷ Bai, J., Ng, S., a.g.e., s.1127-1177.

reddedilemiyorsa “i. birimin hata terimi e_{it} durağandır” denilir. Modelin ilk farkı alınmış yapısı,

$$\Delta Y_{it} = \lambda_i' F_t + Z_{it}$$

$$i=1,\dots,N, \quad t=1,\dots,T$$

olarak gösterilir. Nedeni bilinmeyen öğelerin ilk farkı olan Z_{it} ,

$$Z_{it} = \Delta e_{it}$$

olarak elde edilir. Faktörlerin ilk farkı,

$$f_{it} = \Delta F_{it}$$

olacaktır. Elde edilen artıklar,

$$Z_{it} = \hat{\lambda}_i f_t$$

olarak ifade edilir. Nedeni bilinmeyen hata teriminin tahmini,

$$\hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t Z_{is}$$

olacaktır. Faktör bileşenleri,

$$\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$$

eşitlikleriyle elde edilir. Deterministik trendin olmaması durumunda ve modelde yer alan faktör sayısı 1'e eşitken genişletilmiş Dickey Fuller tipi test denklemleri sırasıyla,

$$\Delta \hat{e}_{it} = d_{i0} \hat{e}_{it-1} + d_{i1} \Delta \hat{e}_{it-1} + \dots + d_{ik} \Delta \hat{e}_{it-k} + e_{it}$$

$$\Delta \hat{F}_t = \alpha + \varphi_0 \hat{F}_{t-1} + \varphi_1 \Delta \hat{F}_{t-1} + \dots + \varphi_k \Delta \hat{F}_{t-k} + \varepsilon_{it}$$

olarak elde edilir. Eğer faktör sayısı 1'den büyük ($r>1$) ise,

$$\bar{F} = (T - 1)^{-1} \sum_{t=2}^T F_t$$

olacaktır. \hat{F}_t 'nin indirgenmesi ile,

$$F_t^c = \hat{F}_t - \bar{F}$$

olarak tanımlanır³⁸. Doğrusal trend durumunda model,

$$X_{it} = \mu_i + \beta_i t + \lambda_i F_t + e_{it}$$

olacaktır. İlk farkı alınmış model,

$$\Delta X_{it} = \beta_i + \lambda_i \Delta F_t + \Delta e_{it}$$

olarak elde edilir. Serilerdeki trend etkisini gidermek için ortalamadan fark alınır ve trendden arındırılmış seri denklemi,

$$\Delta X_{it} - \Delta \bar{X}_i = \lambda'_i (\Delta F_t - \Delta \bar{F}) + (\Delta e_{it} - \Delta \bar{e}_{it})$$

olarak ifade edilir. Denklemdaki değişkenlere indirgeme dönüşümleri yapılarak,

$$X_{it} = (\Delta X_{it} - \Delta \bar{X}_i)$$

$$f_t = (\Delta F_t - \Delta \bar{F})$$

$$Z_{it} = (\Delta e_{it} - \Delta \bar{e}_{it})$$

elde edilir. Eşitliklerdeki $\Delta \bar{F}$, $\Delta \bar{e}_i$ ve ΔX_i değişkenleri,

³⁸ Bai, J., Ng, S., a.g.e., s.1127-1177.

$$\Delta \bar{F} = (T - 1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta F_t$$

$$\Delta \bar{e}_i = (T - 1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta e_{it}$$

$$\Delta X_i = (T - 1)^{-1} \sum_{t=2}^T \Delta X_{it}$$

olarak hesaplanmaktadır. Hata terimlerinin tahmini Z_{it} , hata terimi tahmini \hat{e}_{it} ve faktör bileşeni tahmini \hat{F}_t ,

$$Z_{it} = x_{it} - \hat{\lambda}'_i \hat{f}_t$$

$$\hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t Z_{is}$$

$$\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$$

olarak hesaplanır. Deterministik trendin olmaması durumunda, ve modelde yer alan faktör sayısı 1'e eşitken genişletilmiş Dickey Fuller tipi test denklemleri sırasıyla,

$$\Delta \hat{e}_{it} = d_{i0} \hat{e}_{it-1} + d_{i1} \Delta \hat{e}_{it-1} + \dots + d_{ik} \Delta \hat{e}_{it-k} + e_{it}$$

$$\Delta \hat{F}_t = \alpha + \varphi_0 \hat{F}_{t-1} + \varphi_1 \Delta \hat{F}_{t-1} + \dots + \varphi_k \Delta \hat{F}_{t-k} + \varepsilon_{it}$$

olarak gösterilir. Eğer faktör sayısı 1'den büyük ($r > 1$) ise, yığılımlı modeldeki süreç burda da tekrar uygulanarak serinin durağanlığı hakkında sonuca varılır.

Zaman boyutunun küçük olduğu durumlarda testin gücü zayıflamaktadır. Bu durumda havuzlanmış test istatistikleri hesaplanmaktadır. Bai ve Ng (2004), Maddala ve

Wu (1999) gibi, Choi (2001) tarafından önerilen düzeltmeyi kullanarak fisher tipi bir test önermektedir. Test istatistikleri deterministik ögelere bağlı olarak $p_{\hat{\epsilon}}^c$ ve $p_{\hat{\epsilon}}^T$ ile ifade edilir ve,

$$p_{\hat{\epsilon}}^c, p_{\hat{\epsilon}}^T = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \log \pi_i - 2N}{\sqrt{4N}}$$

olarak hesaplanır Burada π_i her bir i . yatay kesit için ADF test istatistiğinin p-olasılık değeridir³⁹. Test istatistiği, $i = 1, \dots, N$ için e_{it} ' nin bazı birimlerinin durağan olduğu alternatifine karşı, bütün birimlerinin durağan olmadığı sıfır hipotezi altında asimptotik olarak sıfır ortalama ve 1 varyansla standart normal dağılmaktadır⁴⁰.

2.2.2.5 Breitung ve Das (2003) Panel Birim Kök Testi

Breitung ve Das (2003) panel birim kök testinde durağanlık sınaması yaparken AR(1) sürecine ait,

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

modelinin fark denklemi olan,

$$\Delta Y_{it} = (\alpha - 1)Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\Delta Y_{it} = \varphi Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

olarak ifade edilen Dickey Fuller (1979) birim kök test denklemini kullanmaktadır. Hipotezler,

$$H_0 : \varphi = 0 \text{ (birim kök var)}$$

³⁹ Gengenbach, C., Palm, F.C., Urbain, J.P., "Panel Unit Root Tests in The Presence of Cross- Sectional Dependencies: Comparison and Implications for Modelling", Department Of Quantitative Economics At Universitesit Maastricht, 2008, s. 10.

⁴⁰ Bai, J., Ng, S., a.g.e., s. 1127-1177

$H_A : \varphi < 0$ (birim kök yok)

olarak oluşturulmaktadır. Yığılım ve deterministik trend bileşenlerine sahip model,

$$\Delta Y_{it} = (\alpha - 1)Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \omega_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \vartheta_{it}$$

olarak ifade edilir. Modelde yer alan değişkenler,

$$\Delta Y_t = (\Delta Y_{1t}, \dots, \Delta Y_{NT})'$$

$$\Delta Y_{t-1} = (\Delta Y_{1,t-1}, \dots, \Delta Y_{N,t-1})'$$

$$\varphi = (1 - \alpha)$$

olarak tanımlanır. Burada ω_{ij} , $\Delta Y_{i,t-j}$ 'nin katsayı vektörüdür. Yatay kesit birimleri arasında otoregresif katsayılar farklı iken, yani heterojenlik durumunda da testin güçlü olduğu bilinmektedir. Yine de homojenlik alternatifinin test için en uygun koşul olduğu düşünülmektedir⁴¹.

Matris formundaki model,

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Y_{NT} \end{bmatrix} = \varphi \begin{bmatrix} \Delta Y_{1,t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta Y_{N,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_{NT} \end{bmatrix}$$

olarak gösterilir Test denklemi,

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

⁴¹ Breitung, J., Das, S., "Panel Unit Root Tests under Cross-sectional Dependence", *Statistica Neerlandica*, vol.59, 2003, s. 414-433.

olarak ifade edilir. Sıfır hipotezi altında φ parametresi için hesaplanan en küçük kareler test istatistiği,

$$t_{EKK} = \frac{\sum_{t=1}^T Y'_{t-1} \Delta Y_t}{\hat{\sigma} \sqrt{\sum_{t=1}^T Y'_{t-1} \hat{\Sigma} Y_{t-1}}}$$

olarak hesaplanmaktadır. Varyans kovaryans matrisi,

$$\hat{\Omega} = T^{-1}(\Delta Y_t - \hat{\varphi} Y_{t-1})(\Delta Y_t - \hat{\varphi} Y_{t-1})'$$

olarak ifade edilir ve $\hat{\varphi}$, φ 'nın en küçük kareler tahmincisidir. Zaman boyutunun yatay kesit boyutundan daha büyük olduğu durumlarda test istatistiğinin bir genelleştirilmiş en küçük kareler versiyonu kullanılmaktadır. Bu tahminci t istatistiği eşitliğindeki tahminci ve kovaryans matrisinin yer değiştirmesiyle,

$$t_{GEKK} = \frac{\sum_{t=1}^T Y'_{t-1} \Omega^{-1} \Delta Y_t}{\sqrt{\sum_{t=1}^T Y'_{t-1} \Omega^{-1} Y_{t-1}}}$$

olarak hesaplanmaktadır. Burada t_{GEKK} test istatistiği, 0 ortalama ve 1 varyansla standart normal dağılıma uymaktadır⁴².

2.2.2.6 Chang (2003) Panel Birim Kök Testi

Chang (2003) panel birim kök testi, yatay kesit birimlerindeki gözlem sayılarının farklı olması durumunda da kullanılabilen bir panel birim kök testi olması özelliğinden dolayı diğer panel birim kök testlerinden farklılaşmaktadır. Test için model,

$$\Delta Y_{it} = \varphi_i Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

$$i=1, \dots, N, t=1, \dots, T$$

⁴² Breitung, J., Das, S., a.g.e., s. 414-433.

olarak ifade edilir. Test hipotezleri,

$$H_0 : \varphi = 1 \text{ (bütün } i \text{'ler için panel birim kök var)}$$

$$H_A : \varphi < 1 \text{ (Bazı } i \text{'ler için panel birim kök yok)}$$

olarak oluşturulmaktadır. Chang (2003) panel birim kök testi, öncelikle birimler arasındaki yatay kesit bağıllığını otoregresif parametrenin araç değişkenler tahmini ile ortadan kaldırmayı önerir. $Y_{i,t-1}$ 'in gecikmeli değerleri için doğrusal olmayan fonksiyonu $F(Y_{i,t-1})$ araç değişken olarak kullanılır. Gecikmeli farklar $(\Delta Y_{i,t-1}, \dots, \Delta Y_{i,t-p_i})$ için değişkenlerin kendileri araç olarak kullanılır. Dönüştürülmüş F, "Instrument Generating Function" adını alır ve bu şekilde kabul edilir⁴³. Bütün $(Y_{i,t-1}, X'_{it})$ açıklayıcı değişkenleri için,

$$\left((F(Y_{i,t-1}), X'_{it}) \right)' = (F(Y_{i,t-1}), \Delta Y_{i,t-1}, \dots, \Delta Y_{i,t-p_i})'$$

araç değişkenleri kullanılır. Serilerde deterministik ögerelerin etkilerinden arındırma için de çeşitli dönüşümler yapılmaktadır. Eğer model sıfır olamayan ortalamaya sahipse,

$$Z_{it} = \mu_i + Y_{it}$$

olarak oluşturulur. Y_{it} otoregresif süreci,

$$Y_{it} = \varphi_i Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

olarak tanımlanmaktadır. Ortalamanın etkisinden arındırılmış seri için sırasıyla,

$$Y_{it}^{\mu} = Z_{it} - \frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^{t-1} Z_{ik}$$

$$Y_{i,t-1}^{\mu} = Z_{i,t-1} - \frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^{t-1} Z_{ik}$$

⁴³ Chang, Y., "Nonlinear IV Panel Unit Root Tests", 2003, s. 1-23.

$$\Delta Y_{i,t-k}^{\mu} = \Delta Z_{i,t-k}$$

$$k = 1, \dots, p_i$$

dönüşümleri yapılır ve model,

$$Y_{it}^{\mu} = \alpha_i Y_{i,t-1}^{\mu} + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{i,k} \Delta Y_{i,t-k}^{\mu} + e_{it}$$

olarak elde edilir. Deterministik terimli model,

$$Z_{it} = \mu_{it} + \beta_i t + Y_{it}$$

olacaktır. Seriyeye ortalama ve trend etkisinden arındırmak için yapılan dönüşümler sırasıyla,

$$Y_{it}^T = Z_{it} + \frac{2}{t-1} \sum_{k=1}^{t-1} Z_{ik} - \frac{6}{t(t-1)} \sum_{i=1}^{t-1} k Z_{ik} - \frac{1}{T_i} Z_{i,T_i}$$

$$Y_{i,t-1}^T = Z_{i,t-1} + \frac{2}{t-1} \sum_{k=1}^{t-1} Z_{ik} - \frac{6}{t(t-1)} \sum_{i=1}^{t-1} k Z_{ik} - \frac{1}{T_i} Z_{i,T_i}$$

$$\Delta Y_{i,t-k}^T = \Delta Z_{i,t-k} - \frac{1}{T_i} Z_{i,T_i}$$

$$k = 1, \dots, p_i$$

şeklindedir ve oluşan yeni model,

$$Y_{it}^T = \alpha_i Y_{i,t-1}^T + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{i,k} \Delta Y_{i,t-k}^T + e_{it}$$

olarak elde edilir. genişletilmiş Dickey Fuller modeli yapısındaki modelin tahmini sonucunda elde edilen artıklar $\hat{e}_{i,t}$ olmak üzere hata terimleri varyansı,

$$\hat{\sigma}_i^2 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t}^2 / T$$

olacaktır. $\alpha = 1$ birim birim kök test hipotezi için, doğrusal olmayan tahminci $\hat{\alpha}$ dan faydalanarak oluşturulan t-oran istatistiği,

$$\tau = \frac{\hat{\alpha} - 1}{s(\hat{\alpha})}$$

olduğunda, tahmini $\hat{\alpha}$ 'nın standart hatası $s^2(\hat{\alpha})$,

$$s^2(\hat{\alpha}) = \hat{\sigma}_i^2 B_T^{-2} C_T$$

olacaktır⁴⁴. Eşitlikte bulunan B_T ve C_T yardımcı değerlerdir. Bu yardımcı değerler,

$$B_T = F(Y_{1i})' Y_{1i} - F(Y_{1i})' X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' Y_{1i}$$

$$C_T = F(Y_{1i})' F(Y_{1i}) - F(Y_{1i})' X_i (X_i' X_i)^{-1} X_i' F(Y_{1i})$$

$$i = 1, \dots, N$$

olarak formüle edilmektedir. Chang (2003) panel birim kök testi için hipotezler,

$$H_o : \alpha_i = 1 \text{ (panel birim kök var)}$$

$$H_A : \alpha_i < 0 \text{ (panel birim kök yok)}$$

olarak oluşturulmaktadır. Test istatistiği,

$$S = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \tau_i$$

⁴⁴ Chang, Y., a.g.e., 2003, s.1-23.

eşitliğiyle elde edilmektedir. Chang (2003) panel birim kök testine göre S test istatistiği dağılımı, H_0 hipotezi altında standart normal dağılıma uymaktadır⁴⁵.

$$T \rightarrow \infty \quad S \sim N(0,1)$$



⁴⁵ Chang, Y., a.g.e., 2003, s.1-23.

3. YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ VE EŞBÜTÜNLEŞME

Zaman serileri farklı dönemlerde, değişik deterministik trendler etrafında durağan olabilmektedir. Bu değişiklikler sabit terimde ve/veya eğimde meydana gelen yapısal kırılmalardan kaynaklanabilmektedir. Bu kırılmalara savaş, barış, doğal afetler, terör olayları, politik değişimler ve ekonomik krizler neden olabilir. Bu yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan birim kök analizleri hatalı sonuçlar verebilmekte ve yapılan analizler sonucunda aslında durağan olan serilerin durağan olmadığı yönünde karar verilmesine neden olabilmektedir⁴⁶. Yapısal kırılma etkisi altında birim kökün varlığını araştıran testleri ilk olarak Perron (1989) çalışmasında ele almış, daha sonraları bu çalışmayı Zivot ve Andrews (1992), Lumsdaine ve Papell (1997), Perron (1997), Ng ve Perron (2001) ve Lee ve Strazicich (2003) çalışmaları takip etmiştir.

Zaman serilerindeki yapısal kırılma etkisi altında birim kök testleri için yapılan çalışmalar zamanla panel veri setleri için de ele alınmış ve yapılan çalışmaların sonucunda yapısal kırılmalı panel birim kök testleri ortaya konulmuştur. Günümüzde yatay kesit birimlerinde, zamanla trendde ve sabitte meydana gelen değişimlerin var olduğu durumlarda da birim kök analizleri yapılabilmektedir.

Lee ve Strazicich (2003, 2004) yapısal kırılmalı zaman serileri için yapmış oldukları birim kök çalışmalarının panel birim kök testleri için geliştirilmesi ile Im, Lee ve Tieslau (2005) trendde ve sabitte en fazla iki kırılmaya izin veren panel birim kök testini literatüre katmıştır. Bunun yanısıra Hadri (2000) panel birim kök testi çalışması yapısal kırılmalı panel veri setleri için geliştirilerek, Carrion-i Silvestre (2005), Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) tarafından 5 kırılmaya izin veren yapısal kırılmalı panel birim kök testleri ortaya konulmuştur.

⁴⁶ Perron, P., "The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, vol.57, 1989, s.1361-1401.

Deneysel makroekonomik çalışmaların içinde hemen hemen her zaman durağan olmayan ve trend içeren değişkenler bulunmaktadır, örneğin gelir, tüketim, para talebi, fiyat düzeyi, ticaret hacmi ve döviz kuru. Bu tip serileri durağanlaştırmak ve ondan sonra VAR veya diğer box ve jenkis metodlarıyla sonuçlarını analiz etmek için fark alma veya farklı dönüşümler (mevsimdel düzeltme gibi) yapmak en uygun yol olarak görülmektedir⁴⁷. Bir vektör zaman serisinin tüm bileşenlerinin farkının alınmasının tehlikesi, birkaç durağan olmayan bileşenin durağan olmayan bir vektörel sürece neden olabileceğini gösteren Box ve Tiao (1977) tarafından söylenmiş, Granger (1986) ve Engle ve Granger(1987) bu kanıyı daha fazla geliştirmiş ve eşbütünleşme kavramını önermiştir⁴⁸. Eğer bir zaman serisinin her bir elemanı farkı alındıktan sonra durağanlaşıyorsa, zaman serisi eşbütünleşme vektörünün mertebesiyle eşbütünleşik olarak ifade edilmektedir⁴⁹.

Literatürde eşbütünleşme için kalıntı-temelli ve sistem yaklaşımları geliştirilmiştir⁵⁰. Durağan olmayan zaman serilerinin durağanlaştırılması için uygulanan fark alma yöntemi uzun dönemde bilgi kaybı yaşanmasına sebep olmaktadır. Eğer birim kök testleri sonucunda değişkenlerin durağan olmadığı, fakat farkları alındığında aynı mertebeden durağanlaştığı gözleniyorsa, bu değişkenlerin arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığının araştırılması için eşbütünleşme testlerinden faydalanılmaktadır.

Zaman serilerinde olduğu gibi panel veri setlerinde de değişkenler arası uzun dönem ilişkisinin araştırılması için panel eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir. Sistemi etkileyen şoklara rağmen, değişkenler arasında uzun dönemde bir denge ilişkisinin varlığı mümkün olmaktadır ve bu ilişkinin test edilmesi gerekmektedir. Panel birim kök testleri gibi panel eşbütünleşme testlerini kullanmanın zaman serisinde eşbütünleşme uygulamasına göre avantajı, testin gücünü arttırmasıdır⁵¹.

⁴⁷ Enders, W., a.g.e., s.756.

⁴⁸ Wei, W. W. S., "Time Series Analysis univariate and Multivariate Methods", Pearson Education, Inc., 2nd. Ed., 2006, s.429.

⁴⁹ Engle, R. F., Granger, C. W. J., "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing", *Econometrica*, Vol.55, No.2, 1987, s.251-276.

⁵⁰ Matyas, L., Sevestre, P.(Ed.), "The Econometrics of Panel Data", Springer Netherlands, 3rd Ed., 1995, s.302.

⁵¹ Tatoğlu, F. Y., "İleri Panel Veri Ekonometrisi", 1. Baskı, İstanbul: Beta Basım A.Ş., 2003, s.233.

Çalışmalarda birçok panel eşbütünleşme testi kullanılmaktadır. Bunlardan bazıları; Pedroni (1995,1999), McCoskey ve Kao (1998), Kao (1999), Larsson, Lyhagen ve Löthgren (2001) panel eşbütünleşme testleridir.

Yapısal kırılmanın gözardı edilmesi durumunda standart panel eşbütünleşme istatistiklerinin gücü yanlış belirlenme hatasıyla etkilenebilir⁵². Bu nedenle yatay kesit birimlerinin trend ve sabitinde zamanla meydana gelen değişimlerin bilgisini de içeren yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir. Bu testlerden ampirik çalışmalarda en sık kullanılanları Westerlund (2006) ve Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) panel eşbütünleşme testleridir.

3.1 Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri

Im, Lee, ve Tieslau (2005) ile Carrion-i Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) yapısal kırılmalı panel birim kök testleri literatüründe birden fazla kırılmaya izin veren testler ileri sürmüş olma özelliklerinden dolayı diğer testlerden farklılaşmaktadır.

3.1.1 Im, Lee, ve Tieslau(2005) Panel Birim Kök Testi

Im, Lee, ve Tieslau (2005) panel birim kök testi, Lee ve Strazicich (2003,2004) birim kök testlerinden faydalanılarak geliştirilmiştir. Lee ve Strazicich (2003,2004) birim kök testleri, zaman serilerinin birim kök analizinde iki modelden faydalanmaktadır. Birincisi sıfır hipotezi altında sabitte bir kırılmaya izin veren ve çarpışma (crash) modeli olarak bilinen “A modeli”, diğeri sıfır hipotezi altında hem trendde hem de sabitte kırılmaya izin veren ve kırılan trend (trend-break) modeli olarak bilinen “C modeli”dir.

Pratikte dışsal birim kök testlerine karşı içsel birim kök testlerinin kullanımı kavramsal bir konudur. Eğer kırılma noktası biliniyorsa testin gücünü arttırmak için dışsal birim kök testleri tercih edilir. Aksi halde, eğer kırılma noktası bilinmiyorsa ve tahmin edilmesi söz konusuysa, genel olarak dışsal birim kök testlerinin aynı anda kırılmayı

⁵²Carrion-i-Silvestre, J. L., “Cointegration in Panel Data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence”, Journal of Applied Econometrics 30: 2015, s.1-23.

belirlediği ve birim kökü test ettiği bilinmektedir⁵³. Lee ve Strazicich (2004) panel birim kök testi, sabitte ve trendde bir yapısal kırılmayı içsel olarak belirleyen bir minimum LM birim kök testini önerir⁵⁴. Lee ve Strazicich (2003) birim kök testi ise, hem alternatif hem de sıfır hipotezi altında kırılmalara izin veren içsel iki kırılmalı LM birim kök testini önermektedir⁵⁵.

Benzer bir yaklaşımla Im, Lee ve Tieslau (2005), Lee ve Strazicich (2002,2004)'in minimum LM birim kök testlerini geliştirerek, panel veri setleri için de uygulanabileceğini ortaya koymuşlardır. Düzeyde ve trendde bir yapısal değişimin olduğu durumda test denklemleri,

$$Y_{it} = Z_{it} + X_{it}$$

$$Z_{it} = \theta_{1i} + \theta_{2i}t + \mu_i D_{it} + \gamma_i DT_{it}$$

$$X_{it} = \varphi X_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T$$

olarak gösterilir. Burada hata terimleri ε_{it} 'nin serisel korelasyonsuz olduğu varsayımı altında, i . zaman serisinin $T_{B,i}$ periyodunda kırılma olduğu durumunda modelin dışsal değişkenler vektörü $Z_{it} = [1, t, D_{it}, DT_{it}]$ ve düzeyde ve trendde bir yapısal kırılmayı ifade eden kukla değişkenler sırasıyla D_{it} ve DT_{it} ile gösterilmektedir. Modelin kukla değişkenleri,

$$D_{it} = \begin{cases} t > T_{B,i} \text{ olduğunda,} & 1 \\ \text{diğer durumlar için,} & 0 \end{cases}$$

⁵³ Lee, J., Strazicich, M., Meng, M., "Two Step LM Unit Root Tests with Trend Breaks", Journal of Statistical and Econometric Methods, vol.1, No.2, 2012, s.81-107.

⁵⁴ Lee, J., Strazicich, M.C., "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University, 2004, s.1-15.

⁵⁵ Lee, J., Strazicich, M.C., "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks", Manuscript, Department of Economics, University of North Texas, 2002, s.1-27.

$$DT_{it} = \begin{cases} t > T_{B,i} \text{ olduğunda, } t - T_{B,i} \\ \text{diğer durumlar için, } 0 \end{cases}$$

olarak tanımlanır. Trendde ve sabitte iki kırılmanın yer aldığı modelin kukla değişkenleri,

$$D1_{it} = \begin{cases} t > T_{B1,i} \text{ olduğunda, } 1 \\ \text{diğer durumlar için, } 0 \end{cases}$$

$$D2_{it} = \begin{cases} t > T_{B2,i} \text{ olduğunda, } 1 \\ \text{diğer durumlar için, } 0 \end{cases}$$

$$DT1_{it} = \begin{cases} t > T_{B1,i} \text{ olduğunda, } t - T_{B1,i} \\ \text{diğer durumlar için, } 0 \end{cases}$$

$$D2T_{it} = \begin{cases} t > T_{B2,i} \text{ olduğunda, } t - T_{B2,i} \\ \text{diğer durumlar için, } 0 \end{cases}$$

olarak tanımlanmaktadır. Test denklemleri,

$$Y_{it} = Z_{it} + X_{it}$$

$$Z_{it} = \theta_{1i} + \theta_{2i}t + \mu_{1i}D1_{it} + \mu_{2i}D2_{it} + \gamma_{1i}DT1_{it} + \gamma_{2i}D2T_{it}$$

$$X_{it} = \varphi X_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, \dots, T$$

olarak gösterilir. Test denkleminde yer alan α_i ,

$$\alpha_i = -(1 - \varphi_i)$$

olduğundan test hipotezleri,

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

$$H_A : \alpha_i < 0 \text{ (bazı } i\text{'ler için)}$$

olarak oluşturulur. Test için gecikme uzunluğu belirlenirken “genelden özele” yaklaşımından yararlanılmaktadır. $k = 8$ maksimum gecikme uzunluğundan başlanılarak, uygun gecikme uzunluğuna karar verilmektedir. İlk farkları alınmış gecikmeli değerlerin t-istatistikleri için %10 asimptotik normal değer 1.645 kullanılmaktadır. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra $[0.1T, 0.9T]$ aralığında tüm olası kırılma tarihleri arasında, her yatay kesit birimi için birim kök t- istatistik değerlerini minimum yapan tarihler elde edilip kırılma tarihi olarak belirlenmektedir. Testin kırılma tarihi T_B 'dan faydalanılarak kırılma dönemi,

$$\lambda = \frac{T_B}{T}$$

oranıyla elde edilir.

Zaman serisi için bireysel LM test istatistikleri hesaplanırken havuzlanmış benzerlik fonksiyonundan yararlanılmaktadır. LM test istatistiği i. zaman serisinin t-istatistiği olarak regresyonan elde edilir⁵⁶. Sıfır hipotezi için panel LM test istatistiği, takip eden ortalama test istatistiklerinin standardize edilmesiyle elde edilebilir⁵⁷. Elde edilen LM test istatistikleri $\tilde{\tau}$ ile gösterilirse Im, Lee ve Tieslau (2005) panel birim kök test istatistiği,

$$\overline{LM}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{\tau}_{ti}$$

eşitliğiyle Lee-Strazicich LM test istatistik değerlerinin ortalaması alınarak elde edilmektedir. Standardize edilmiş Panel LM test istatistik değeri,

$$\Gamma_{LM} = \frac{\sqrt{N}[\overline{LM}_{NT} - E(L_T)]}{\sqrt{V(L_T)}}$$

⁵⁶ Im, K. S., Lee, j., Tieslau, M., “Panel LM Unit-root Tests with Level Shifts”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67(3), 2005, s.393-419.

⁵⁷ Im, K. S., Lee, j., Tieslau, M., “Panel LM Unit-root Tests with Trend Shifts”, FDIC Center for Financial Research Working Paper”, No.2010-1, 2010, s.1-33.

eşitliğiyle hesaplanmaktadır ve standart normal dağılıma yakınsamaktadır. Test istatistiğinin karşılaştırılmasında Lee ve Strazicich (2004)'ün A çarpışma modeli ve B kırılan trend modeli için hazırlanmış olan LM tablosu kullanılmaktadır.

3.1.2 Carrion-i Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) Testi

Carrion-i Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) testi, yapısal kırılmanın olmadığı panel veri setlerinde kullanılan Hadri (2000) testinin yapısal kırılmalı panel veri setleri için geliştirilmesiyle literatüre kazandırılmıştır. Test hipotezleri, Hadri (2000) panel birim kök testinde olduğu gibi, birim kök vardır alternatif hipotezine karşı, birim kök yoktur sıfır hipotezi ile oluşturulmaktadır. Bu test, her bir yatay kesit birimi için en fazla beş kırılmaya kadar farklı kırılma sayıları ve farklı kırılma tarihleri belirleyebilmektedir. Carrion-i Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) testi için kullanılan model,

$$Y_{i,t} = \beta_i + \sum_{k=1}^{m_i} \alpha_{i,k} DT_{i,k,t} + \sum_{k=1}^{m_i} \delta_{i,k} DU_{i,k,t} + \theta_i t + e_{i,t}$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

$$k = 1, \dots, m \ (m \geq 1)$$

$$e_{i,t} \sim iid(0, \sigma^2)$$

olarak gösterilir. Burada k kırılma sayısını, m ise maksimum kırılma sayısını ifade etmektedir. Hata terimleri dağılımı, sıfır ortalama ve sabit varyans ile bağımsız özdeş dağılıma uymaktadır. Modelin DU ve DT kukla değişkenleri,

$$DT_{i,k,t} = \begin{cases} t > T_{b,k} \text{ olduğunda,} & t - T_{b,k}^i \\ \text{diğer durumlar için,} & 0 \end{cases}$$

$$DU_{i,k,t} = \begin{cases} t > T_{b,k} \text{ olduğunda,} & 1 \\ \text{diğer durumlar için,} & 0 \end{cases}$$

olarak tanımlanır. Model birimlerin yapısal kırılma etkilerini içermektedir, yani yapısal kırılmayla ortalamada meydana gelen değişimi, $\theta_i \neq 0$ olduğunda geçici etkileri, $\delta_{i,k} \neq 0$ olduğunda ise geçici yapısal kırılma etkilerini yani tüm birimlerin zamanla trendinde değişim olduğunu ifade eder⁵⁸.

Carrion-i Silvestre, Barrio-Castro ve Lopez-Bazo (2005) test modeli, paneldeki her bir yatay kesit birimi için ortalamada ve trendde farklı sayıda ve tarihte yapısal kırılmaya izin verme özelliğiyle öne çıkmaktadır. Testin kritik değerleri yatay kesit bağıllığı olmaması varsayımı altında geçerlidir. Eğer yatay kesit bağıllığı söz konusuysa bu durum Maddala ve Wu (1999) non-parametrik bootstrap metodu ile düzeltilebilir⁵⁹. Test hipotezleri,

$$H_0: \sigma_{e_i}^2 = 0$$

$$H_0: \sigma_{e_i}^2 \neq 0$$

$$i = 1, \dots, N$$

şeklinde oluşturulur. Modelin test istatistiği, yatay kesit birimleri için uzun dönem varyanslarının sabit olması ve değişmesi varsayımı altında iki farklı şekilde hesaplanabilmektedir. Yatay kesit birimlerinin uzun dönem varyanslarının değişkenlik gösterdiği heterojenlik durumunda test istatistiği,

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\omega_i^{-2} T^2 \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right)$$

⁵⁸ Lluís Carrion-i-Silvestre, J., Barrio-Castro, D., & López-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: an application to the GDP per capita. *The Econometrics Journal*, 8(2), 159-175.

⁵⁹ Güloğlu, B., İspir, M. S., "Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye İçin Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi", *Ege Akademik Bakış*, 11(2), 2011, s.205-2015.

formülü ile hesaplanır. $\hat{S}_{i,t}^2 = \sum_{j=1}^T \hat{e}_{i,j}$ tahmini EKK artıklarının kullanılmasıyla elde edilen parçalı toplam süreci ifade eder. $\omega_i^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \hat{S}_{i,T}^2$ ve $i = 1, \dots, N$ 'dir ve $\hat{\omega}_i^2, e_{i,t}$ 'nin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahmincisidir⁶⁰. Formüldeki λ , kırılma tarihlerini ifade etmektedir. Kırılma tarihleri her bir yatay kesit birimi için ayrı belirlenmekte ve elde edilmesinde Bai ve Perron (1998)'in küresel hata kareleri toplamının minimizasyonuna dayanan süreç kullanılmaktadır. Bu süreç,

$$\hat{T}_{b,i}^i, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i = \underset{\hat{T}_{b,i}^i, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i}{\operatorname{argmin}} S_T(\hat{T}_{b,i}^i, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i)$$

olarak ifade edilir⁶¹. Bu süreçte $\hat{T}_{b,i}^i$ kırılma tarihi, $[0.15T, 0.85T]$ aralığından belirlenir. Kırılma tarihleri vektörü,

$$\lambda_i = (\lambda_{i1}, \dots, \lambda_{im_i})' = \left(\frac{T_{b,i}^i}{T}, \dots, \frac{T_{b,m_i}^i}{T} \right)'$$

olarak elde edilmektedir. Uygun gecikme sayısının belirlenmesinde modifiye edilmiş schwarz bilgi kriterinden yararlanılmaktadır⁶².

Yatay kesit birimleri için uzun dönem varyanslarının sabit olduğu homojenlik durumunda test denklemi,

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\omega^{-2} T^2 \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right)$$

olarak hesaplanır. Formülde $\omega^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \omega_i^2$ olarak elde edilmektedir. Standardize edilmiş LM test istatistiği,

$$Z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(LM(\lambda) - \bar{\xi})}{\bar{\xi}}$$

⁶⁰ Carrion-i-Silvestre, J. L., Barrio-Castro, T., Lopez-Bazo, E., a.g.e., s.1-22.

⁶¹ Bai, J., Perron, P., "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, vol.66, No.1, 1998, s.47-78.

⁶² Güriş, S.(Ed.), a.g.e, s.285.

olarak formüle edilir ve $Z(\lambda)$ test istatistiğinin dağılımı, $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ iken asimptotik standart normal dağılıma uymaktadır. Formüldeki değerler,

$$\bar{\xi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \xi_i$$

$$\bar{\zeta} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \zeta_i^2$$

$$\xi = A \sum_{k=1}^{m_i+1} (\lambda_{i,k} - \lambda_{i,k-1})^2$$

$$\zeta^2 = B \sum_{k=1}^{m_i+1} (\lambda_{i,k} - \lambda_{i,k-1})^4$$

olarake elde edilmektedir.

$\theta_i = \delta_{i,k} = 0$ ise $\delta_{i,0} = 0$ ve $\delta_{i,m+1} = 1$ olduğunda $A = \frac{1}{6}$ ve $B = \frac{1}{45}$,

$\theta_i \neq \delta_{i,k} \neq 0$ ise $\delta_{i,0} = 0$ ve $\delta_{i,m+1} = 1$ olduğunda $A = \frac{1}{15}$ ve $B = \frac{11}{6300}$ olmaktadır⁶³.

Bulunan sonuçlar, asimptotik standart normal dağılım varsayımının geçerli olduğu durumda kullanılmaktadır. Eğer bu varsayım geçerli değilse, durağanlık konusunda sonuca varabilmek için bootstrap yöntemiyle test istatistikleri hesaplanarak tablo değerleriyle karşılaştırılır.

3.2 Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testleri

Eğer parametrelerde yapısal kırılmalar varsa, standart panel eşbütünleşme testleri hatalı sonuçlar verebilmektedir. Bu yüzden panel eşbütünleşme yaklaşımında yapısal

⁶³ Carrion-i-Silvestre, J. L., Barrio-Castro, T., Lopez-Bazo, E., a.g.e., s.1-22.

kırılmaların da yer aldığı yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testleri ortaya konulmuştur. Ekonometrik ve istatistiki çalışmalarda en çok yer alan testler, Westerlund (2006) ve Benerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) panel eşbütünleşme testleridir.

3.2.1 Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Testi

Westerlund (2006) yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi, Mc-Coskey ve Kao (1998) panel eşbütünleşme testini temel alarak geliştirilmiştir. Bu test, sıfır hipotezi için eşbütünleşme panel regresyon denkleminde hem düzeyde hem de trendde çoklu yapısal kırılma olması durumunda Langrange çarpanı (LM) testini önermektedir⁶⁴. Test aynı zamanda yatay kesit bağıllığı durumunda da kullanılabilir. $I(1)$ serisinin veri yaratma süreci,

$$Y_{it} = \alpha_{ij}Z'_{it} + \theta_i X'_{it} + e_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = r_{it} + u_{it}$$

$$r_{it} = r_{i,t-1} + \varphi_i u_{it}$$

$$X_{it} = X_{i,t-1} + \vartheta_{it}$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada X_{it} k-boyutlu parametreler vektörü, Z_{it} deterministik bileşenler vektörü, e_{it} , r_{it} , ve θ_i ile α_{ij} parametreler vektörüdür. Denkleminde yapısal kırılma sayısı $jj = 1, \dots, M_i + 1$ ve M ile belirlenmektedir. Kırılma tarihleri $T_{i0} = 1, T_{iM_i} + 1 = T$ için $T_{i1}, T_{i2}, \dots, T_{iM}$ olmak üzere en çok M_i sayıda kırılmaya izin verilir.

Westerlund deterministik bileşenler için 5 farklı durumu dikkate almıştır⁶⁵. Bunlar eşbütünleşme regresyon dekleminde deterministik bileşenlerin olmadığı, sadece sabit parametrenin olduğu, sabit parametre ve trendin olduğu, sabit parametrenin ve yapısal

⁶⁴ Westerlund, J., "Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.68, 2006, s.101-132.

⁶⁵ Campo-Robledo, J., Melo-Velandia, L. F., "Sustainability of Latin American Fiscal Deficits: A Panel Data Approach", Empirical Economics, 49, 2015, s.889-907.

kırılmaların olduğu ve en son olarak sabit parametre, trend ve yapısal kırılmaların olduğu durumlardır.

Westerlund(2006) testi için hipotezler,

$$H_0 : \varphi_i = 0$$

$H_A : \varphi_i \neq 0 \quad i = 1, 2, \dots, N$ ve $\varphi_i = 0$ (Bunu anlayamadım neden eşittir sıfır? Bir kontrol edelim) $i = N + 1, N + 2, \dots, N$ için

olarak oluşturulmaktadır. $\varphi_i = 0$ ise X_{it} ile Y_{it} eşbütünleşiktir kararına varılır. Burada sıfır hipotezi tüm birimlerin arasında eşbütünleşme olduğu varsayımına dayanmaktadır.

Bütün j, t ve $i \neq k$ için ω_{ij} ve ω_{kt} bağımsızken $\hat{\omega}_{it} = (e_{it}, \vartheta'_{it})'$ vektörü yatay kesit bağımsızlık vektörü olarak kabul edilmektedir. $\hat{\omega}_{it}$ vektörünün uzun dönem varyans matrisi,

$$\Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} (S_{i,T} S'_{i,T}) = \begin{pmatrix} \omega_{i,11}^2 & \omega'_{i,21} \\ \omega_{i,21} & \Omega_{i,22} \end{pmatrix}$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada $S_{i,T} = \sum_{t=1}^T \omega_{it}$ ve ϑ_{it} koşuluyla u_{it} 'nin uzun dönem varyansı $\omega_{i,2} \equiv \omega_{i,11}^2 - \omega'_{i,21} \Omega_{i,21}^{-1} \omega_{i,21}$ denkliğiyle tanımlanmaktadır. $\hat{\omega}_{i,12}^2$ 'yi oluşturmak için Ω_i 'nin tutarlı tahminçisi olan $\hat{\Omega}_i$ 'nin elde edilmesi gerekmektedir. Bu işlem için yarı parametrik Bartlett kernel tahminçisi kullanılmaktadır. Bu tahminci,

$$\hat{\Omega}_i = T^{-1} \sum_{j=-k}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \sum_{t=j+1}^T \hat{w}_{it} w'_{it-j}$$

olarak formüle edilmektedir. Burada $\hat{w}_{it} = (\hat{e}_{it}, \vartheta'_{it})'$ ve \hat{e}_{it} , e_{it} 'nin en küçük kareler tahminçisidir. Test için LM istatistiği,

$$Z(M) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{m_i+1} \sum_{t=T_{i,j-1}+1}^{T_{ij}} \frac{S_{it}^2}{(T_{it} - T_{i,j-1})^2 \hat{\omega}_{i,12}^2}$$

formülüyle elde edilmektedir. Formülde $S_{it} = \sum_{k=T_{i,j-1}+1}^t \hat{e}_{is}$ olarak tanımlanır. \hat{e}_{is} ise e_{it} 'nin Phillips ve Hansen (1990) tarafından önerilen tamamen değiştirilmiş en küçük kareler regresyonuyla (FMOLS) elde edilen tahmincisidir.

Kırılma tarihleri Bai ve Perron (2003) tarafından geliştirilen metod ile içsel olarak belirlenmektedir. Kabul edilen tahmin metodu en küçük kareler prensibine dayanmaktadır. Her m -parçalı (T_1, \dots, T_m) için α_{ij} ve θ_i 'nin ilişkili en küçük kareler tahmini, artıkların hata kareleri toplamının minimizasyonu ile elde edilmektedir⁶⁶. Kırılma tarihleri için kullanılan süreç,

$$\hat{T}_i = \operatorname{argmin} \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{i,j-1}+1}^{T_{ij}} (Y_{it} - \hat{\alpha}_{ij} Z'_{it} - \hat{\theta}_i X'_{ij})^2$$

olarak gösterilebilir. $Z(M)$ panel LM test istatistiği, standart normal dağılıma uymaktadır.

3.2.2 Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) Panel Eşbütünleşme Testi

Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) testi, bir yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi olan Gregory ve Hansen (1996) testi ile bir panel eşbütünleşme testi olan Pedroni (1999,2004) testlerinden faydalanılarak ortaya konulmuş bir yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testidir. Bu test, hem yapısal kırılma hem de yatay kesit bağıllığı olduğu durumlarda uygulanabilmektedir. Testin veri üretim süreci,

$$Y_{i,t} = D_{i,t} + X'_{i,t} \gamma_{i,t} + e_{i,t}$$

$$\Delta X_{it} = \vartheta_{it}$$

$$e_{it} = \varphi_i e_{i,t-1} + u_{it}$$

⁶⁶ Bai, J., Perron, P., "Computation And Analysis of Multiple Structural Change Models", Journal Of Applied Econometrics, 18(1), 2003, s.1-22.

$$\zeta_{i,t} = (u_{it}, \vartheta_{it})' \sim iid N(0, 1)$$

olarak ifade edilebilir. Burada $\zeta_{i,t} = (u_{it}, \vartheta_{it})'$ vektörü, sıfır ortalama ve sonlu varyansla ergodik ve güçlü durağan bir stokastik süreci ifade etmektedir. Durağan stokastik bir süreçte örnek momentleri belirli bir olasılıkla populasyon momentlerine yakınsıyorsa bu durumda süreç ergodik süreç olarak adlandırılır⁶⁷. $D_{i,t}$ deterministik bileşendir ve fonksiyonel şekli,

$$D_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \theta_i DU_{i,t} + \delta_i DT_{i,t}$$

olarak gösterilir. Fonksiyonda yer alan kukla değişkenler,

$$D_{it} = \begin{cases} t > T_{B,i} \text{ olduğunda,} & 1 \\ \text{diğer durumlar için,} & 0 \end{cases}$$

$$DT_{it} = \begin{cases} t > T_{B,i} \text{ olduğunda, } t - T_{B,i} \\ \text{diğer durumlar için,} & 0 \end{cases}$$

olarak tanımlanmaktadır. Ayrıca eşbütünleşme vektöründeki değişim,

$$\gamma_{it} = \begin{cases} t > T_{B,i} \text{ olduğunda } \gamma_{i1} \\ \text{diğer durumlarda } \gamma_{i2} \end{cases}$$

olarak tanımlanır. Kırılma tarihi $T_{B,i} = \lambda_i T$ ile gösterilmektedir. Banerjee ve Carrion-i Silvestre(2006) testi 6 model yapısı için oluşturulmuştur. Bu modeller sırasıyla,

1) Sabit terimde değişimin olduğu ama eşbütünleşme vektöründe değişimin olmadığı model,

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_i DU_{i,t} + X'_{i,t} \gamma_i + e_{i,t}$$

2) Trend bileşenin düzeyinde değişimin olduğu ama eşbütünleşme vektöründe değişimin olmadığı model,

⁶⁷ Zivot, E., Wang, J., a.g.e., s.58.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \theta_i DU_{i,t} + X'_{i,t} \gamma_i + e_{i,t}$$

3) Trend bileşeninin hem düzeyinde hem de eğiminde değişimin olduğu ama eşbütünlüşme vektöründe değişimin olmadığı model,

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \theta_i DU_{i,t} + \delta_i DT_{i,t} + X'_{i,t} \gamma_i + e_{i,t}$$

4) Hem sabit terimin düzeyinde değişimin olduğu hem de eşbütünlüşme vektöründe değişimin olduğu model,

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_i DU_{i,t} + X'_{i,t} \gamma_{i,t} + e_{i,t}$$

Şeklindedir.

5) Hem trend bileşeninin düzeyinde hem de eşbütünlüşme vektöründe değişimin olduğu model,

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \theta_i DU_{i,t} + X'_{i,t} \gamma_{i,t} + e_{i,t}$$

6) Hem trend bileşeninde hem de eşbütünlüşme vektöründe değişimin olduğu model,

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \theta_i DU_{i,t} + \delta_i DT_{i,t} + X'_{i,t} \gamma_{i,t} + e_{i,t}$$

olarak tanımlanmıştır. Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2006) testi için belirlenen 6 model yapısından uygun model seçilerek en küçük kareler tahminiyle modelin artıkları elde edilir. Bu artıkların ADF tipi regresyon denklemi,

$$\Delta \hat{e}_{it}(\lambda_i) = \varphi_{i,0} \hat{e}_{i,t-1}(\lambda_i) + \sum_{j=1}^k \pi_{i,j} \Delta \hat{e}_{i,t-1}(\lambda_i) + \varepsilon_{i,t}$$

şeklinde oluşturulur ve tahmin edilir. Test için kırılma tarihlerinin belirlenme sürecinde ADF test istatistiklerinden yararlanılmaktadır. ADF test istatistiklerini minimum yapan tarihler kırılma tarihi olarak belirlenmektedir.

Testin hipotezleri, eşbütünlüğün olmadığı sıfır hipotezine karşı yapısal kırılmalı eşbütünlüğün olduğu alternatif hipotez ile oluşturulmaktadır.

Test istatistikleri bireysel ADF test istatistiklerinin gruplanmasıyla belirlenir. Hesaplanması,

$$Z_{\hat{\varphi}_{NT}}(\hat{\lambda}) = \sum_{i=1}^N T_{\varphi_i}(\hat{\lambda}_i)$$

$$Z_{\hat{t}_{NT}}(\hat{\lambda}) = \sum_{i=1}^N t_{\varphi_i}(\hat{\lambda}_i)$$

eşitlikleriyle sağlanmaktadır. Burada $\hat{\lambda}_i = (\hat{\lambda}_{i1}, \hat{\lambda}_{i2}, \dots, \hat{\lambda}_{iN})'$ vektörü kırılma tarihleri vektörüdür. Elde edilen test istatistiklerinin dağılımı standart normal dağılıma uymaktadır⁶⁸.

⁶⁸ Banerjee, A., Carrion-i-Silvestre, J. L., "Cointegration in Panel Data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence", Journal of Applied Econometrics, 30, 2015, s.1-23.

4. BRIMCS ÜLKELERİ İÇİN SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ

Uygulamada hem ülkelerin ekonomik gelişme düzeylerinin karşılaştırılmasında hem de döviz kuru politikalarında bir araç olarak kullanılan satın alma gücü paritesi yaklaşımının BRIMCS ülkelerindeki geçerliliğin yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleriyle araştırılacaktır. Uygulama hakkında detaylı bilgi vermeden önce bir sonraki alt bölümde satın alma gücü paritesi yaklaşımı ile ilgili bilgi verilecek ve ardından uygulamaya geçilecektir.

4.1 Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı

Döviz kuru, uluslararası iktisadi ilişkilerde denge ve uyum sağlayan önemli bir makroekonomik değişkendir⁶⁹. Bu öneminden dolayı döviz kurlarını açıklamak için farklı yaklaşımlar geliştirilmiştir. Bu yaklaşımlardan biri de ülkeler arası fiyat düzeyi farklılıklarını ortadan kaldırarak döviz kurunun belirlenmesinde kullanılan satın alma gücü paritesi (SGP) yaklaşımıdır.

Bir ülkenin gelişme düzeyinin karşılaştırılmasında genellikle ortak bir döviz kuruna dönüştürülen kişi başına milli gelir rakamları kullanılmaktadır. Döviz kuru ve ülkelerin fiyat düzeyi farklılıkları, kıyaslamalarda döviz kuruna olan güveni azaltmaktadır⁷⁰. Uzun dönem döviz kuru davranışının önemli göstergelerinden biri olan SGP, ülkelerin fiyat düzeyleri ve döviz kuru arasında doğrudan ilişki kurulmasına olanak sağlamaktadır⁷¹. Hem milli gelir karşılaştırmalarında hem de ülkeler arası döviz kurlarının eşitlenmesinde kullanıldığı için SGP günümüzde öne çıkan makroekonomik göstergelerden biri haline gelmiştir.

⁶⁹ Öztürk, N., Bayraktar, Y., “Döviz Kurlarını Açıklamaya Yönelik Yeni Yaklaşımlar”, C.Ü.İ.İ.B. Dergisi, Cilt 11(1), 2011, s. 157-191

⁷⁰ Aslan, N., Kanbur, N., “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı”, Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi, 2007, s. 9.

⁷¹ Çağlayan, E., Saçıldı, İ. S., “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri ile İncelenmesi”, İ.İ.B. Dergisi, Sayı.1, 2006, s.121-137.

“Satın alma gücü paritesi” terimi her ne kadar 1918 yılında Gustav Cassel tarafından ortaya atılmış olsa da, ekonomi tarihinde daha eski bir döneme dayanmaktadır. Çağdaş ekonomistlerin çok az bir kısmı satın alma gücü paritesinin uzun dönem döviz kuru için bir gösterge olduğuna inansa da, aslında uluslararası makroekonomik düşünce satın alma gücü paritesinin en azından uzun vadeli bir ilişki olduğunu varsaymaktadır⁷². Cassel’in teorisine göre, iki ülke arasındaki döviz kuru, iç SGP ile her bir ülkenin mallarının bedeli arasındaki katsayı ile belirlenir⁷³. İki para birimi arasındaki döviz kuru değişimi, iki ülkenin göreceli fiyatlarıyla belirlenmektedir⁷⁴.

SGP, ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılaşmasını ortadan kaldıran bir para birimi dönüştürme oranı olarak tanımlanmaktadır. Bir ulusal para birimi parite oranı ile farklı bir para birimine dönüştürüldüğünde ticarete konu olan aynı sepetteki mal ve hizmetleri satın alabilmektedir.

SGP yaklaşımı 4 temel varsayıma dayanmaktadır. Bu varsayımlar,

- 1) Mal ve hizmet sepetindeki malların ticari masraflarının olmadığı varsayımı,
- 2) Uluslararası ticarete engel olabilecek bir durumun var olmadığı varsayımı,
- 3) Mal ve hizmet sepetinin her iki ülkede de aynı nitelikte olduğu varsayımı,
- 4) Uzun vadede reel döviz kurlarının değişkenlik göstermeyeceği varsayımı,

olarak kabul edilmiştir. Bu varsayımlar temel alınarak (SGP), bilgi-işlem maliyetleri ve ülkeler arası ticaret kısıtları olmaksızın, ticarete konu olabilecek benzer özellikte mal ve hizmet sepetinin fiyatının tek bir döviz kuru üzerinden belirlendiğinde aynı olduğunu ifade

⁷² Sarno, L., Taylor, M.P., “Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate”, IMF Staff Papers, Vol.49(1), 2002, s. 65-105.

⁷³ Cassel, G., “Abnormal Deviations in International Exchanges”, The Economic Journal, Vol.28(112), 1918, s.413-415

⁷⁴ Narayan, P. K., “The purchasing power parity revisited: New evidence for 16 OECD countries from panel unit root tests with structural breaks”, Journal of Int. Fin. Markets, Inst. and Money, 18, 2008, s.137-146.

eden ve ülkeler arası nispi fiyat düzeylerinin döviz kuru üzerinde önemli etkilerinin olduğunu ortaya koyan bir teoridir⁷⁵.

SGP yaklaşımı, mutlak satın alma gücü paritesi ve nispi satın alma gücü paritesi olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Sırası ile bu kavramlar ele alınacaktır.

4.1.1 Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi

Cassel'in teorisi, her iki ülkede ticarete konu olan aynı mal ve hizmet sepetinin, denge döviz kuru açısından o ülkenin para birimi ile ifade edilen fiyatının küresel piyasada aynı olması anlamına gelen tek fiyat yasası, mutlak satın alma gücü paritesi yaklaşımının temelini oluşturmaktadır. Mutlak satın alma gücü paritesi,

$$P_{i,t} = E_t P_{i,t}^*$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

eşitliğiyle gösterilir. Burada $P_{i,t}$ i . birimin t . zamanındaki yurtiçi fiyat düzeyini, $P_{i,t}^*$ i . birimin t . zamanındaki yabancı ülke fiyat düzeyini, E_t ise t . zamanında yabancı para biriminin yurtiçi fiyatı olarak ifade edilen nominal döviz kurunu göstermektedir⁷⁶. $P_{i,t}$ ve $P_{i,t}^*$ fiyat düzeyi, sepette yer alan N adet malın ağırlıklı ortalaması alınarak bulunmaktadır. Bu hesaplamalar,

$$\sum_{i=1}^N \omega_i P_{i,t} = E_t \sum_{i=1}^N \omega_i^* P_{i,t}^*$$

eşitliğiyle gösterilir. Logaritmik dönüşüm yapıldıktan sonra ağırlıklı ortalaması alınmış eşitlik,

⁷⁵ Yıldırım, K., Mercan, M, Kostakoğlu, S. F., “ Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi”, Eskişehir Osmangazi Üniv. İ.İ.B. Dergisi, 8(3), 2013, s.75-95.

⁷⁶ Sarno, L., Taylor, M.P., a.g.e., s.65-105

$$\sum_{i=1}^N \omega_i P_{i,t} = E_t + \sum_{i=1}^N \omega_i^* P_{i,t}^*$$

olarak gösterilir. ω_i ve ω_i^* ağırlıkları göstermektedir. Eğer ağırlıkların tahmini değerleri aynı ise, tek fiyat kanununun bütün mallar için geçerli olduğu söylenebilir⁷⁷. Mutlak SGP'nin temel eşitliği,

$$E_t = \frac{P_{i,t}}{P_{i,t}^*}$$

olarak ifade edilebilir. Logaritması alınıp yeniden düzenlenirse,

$$e_{i,t} = p_{i,t}^* - p_{i,t}$$

olacaktır ve reel döviz kuru eşitliği,

$$r_{i,t} = e_{i,t} - p_{i,t}^* + p_{i,t}$$

olarak elde edilir.

4.1.2 Nispi Satın Alma Gücü Paritesi

Pratikte mutlak SGP, uluslararası ticaret engelleri yüzünden pek yer almaz. Eğer bu engeller k ile tanımlanırsa nispi sabit,

$$E_t = k \cdot \frac{P_{i,t}}{P_{i,t}^*}$$

olarak dönüştürülür. 0 ve t zamanları arasında oran,

⁷⁷ Lafrance, R., Lawrence, S., "Purchasing-Power Parity: Definition, Measurement, and Interpretation", Bank of Canada Review, 2002, s.29.

$$\frac{E_t}{E_0} = \frac{P_{i,t}/P_{i,0}}{P_{i,t}^*/P_{i,0}^*}$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

eşitliğiyle, zamanla iki ülke arasındaki enflasyon dengesinin ayarlanacağını öngören satın alma gücü paritesinin zayıf versiyonunu diğer bir ifade ile nispi satın alma gücü paritesini temsil eder⁷⁸.

Nispi SGP'ye göre döviz kuru, belirli bir başlangıç yılı baz alınarak yurtiçi ve yabancı ülke enflasyon oranları arasındaki farka göre belirlenmektedir. Bir sonraki bölümde nispi SGP yaklaşımına dayanan uygulamaya yer verilecektir.

4.2 Uygulamanın Konusu ve Amacı

Hem ülkelerin ekonomik gelişme düzeylerinin karşılaştırılmasında hem de döviz kuru politikalarında bir araç olarak kullanılan SGP yaklaşımının BRIMCS ülkelerindeki geçerliliğinin yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleriyle araştırılması uygulamanın konusunu oluşturmaktadır. BRIMCS, gelişmekte olan Brezilya, Rusya, Hindistan, Meksika, Çin ve Güney Afrika ülkelerinin ekonomilerini ifade etmektedir. BRIMCS ülkelerinde SGP'nin geçerliliğini araştırma amacıyla hem zaman hem de birim etkilerinin aynı anda gözlemlenmesine olanak sağlayan panel veri setleri kullanılmıştır. Uygulamada ise panel birim kök, yapısal kırılmalı panel birim kök ve yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testlerinden yararlanılmıştır. BRIMCS ülkelerinde yapısal kırılmaların olduğu durumlarda SGP'nin geçerliliğinin sınanmasıyla elde edilen sonuçların bundan sonraki çalışmalara ışık tutması beklenmektedir.

⁷⁸ Lafrance, R., Lawrence, S., a.g.e, s.29.

4.3 Uygulamada Kullanılan Veri Seti ve Yöntem

BRIMCS Ülkeleri için SGP'nin geçerliliğinin yapısal kırılmalı panel birim kök testleri ve eşbütünleşme yaklaşımıyla incelenmesi amacıyla bu ülkelere ait 1995:06-2015:12 tarihleri arasındaki aylık nominal döviz kuru (NDK) ve tüketici fiyat indeksi (TÜFE) verileri kullanılacaktır. Veriler IMF'nin (International Money Fund) veri setlerinden elde edilmiştir.

Araştırma için kullanılan değişkenler, ülkelerin 1 Amerika Bileşik Devletleri (ABD) dolarına karşılık gelen para birimi değeri olarak tanımlanan nominal döviz kuru ve ülkelerin 2000 yılı baz alınarak hesaplanan tüketici fiyat indekslerinin (TÜFE) ABD tüketici fiyat indeksine oranlanmasıyla hesaplanan nispi tüketici fiyat indeksidir. Uygulamada döviz kuru değişkeni DK ile nispi tüketici fiyat indeksi değişkeni ise NTÜFE ile gösterilecektir.

BRIMCS ülkelerinde SGP'nin geçerliliğinin sınanabilmesi için, çalışmaya konu olan ülkelerin tüketici fiyat indekslerinin baz alınan ülkenin tüketici fiyat indeksine oranıyla hesaplanan mutlak SGP modeli kullanılacaktır. Değişkenlere birim kök testleri yapılmadan önce uygulanacak panel birim kök test tipini belirlemek amacıyla yatay kesit bağıllığı testi yapılacaktır. Araştırmada, yapısal kırılma olmama ve olma durumları ayrı ayrı ele alınacak ve her iki durum için geliştirilen panel birim kök ve aynı mertebeden durağan olma durumunda ise panel eşbütünleşme testleri uygulanacaktır. Yatay kesit bağıllığı testi için Breush Pagan (1980), Kırılmaların olmadığı durumda panel birim kök analizi için Pesaran (2006) CADF, Pesaran(2007) CIPS, Breitung ve Das(2005) panel birim kök testleri ile eşbütünleşme analizi için Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testinden faydalanılacaktır. Değişkenlerde yapısal kırılma olduğu durumda ise, Im, Lee ve Tieslau(2005)'in yapısal kırılmalı panel LM testi ile eşbütünleşme için Westerlund'un yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testleri kullanılacaktır. Eşbütünleşme testi için gereken faktör sayısı ise Bai ve Ng(2002) testi ile belirlenecektir. Uygulamanın analiz aşamasında 4 paket program kullanılmıştır.

4.4 Literatür Taraması

Uluslararası literatürde SGP'nin yapısal kırılmalı panel birim kök testleriyle incelenmesi amacıyla yapılan çalışmalara sık rastlansa da Türkiye'de bu konudaki çalışmalara sık rastlanmaması göze çarpmaktadır.

Küresel krizlerin ekonomik dalgalanmaların yaşandığı uluslararası ekonomide ülkeler için SGP'nin geçerliliğinin bilinmesi önem taşımaktadır. Bu amaçla literatürde SGP teorisinin yapısal değişimler altında incelendiği çeşitli çalışmalar yer almaktadır. Akgül (1995), çalışmasında Türkiye'nin 1980-1994 tarihli 3 aylık zaman serisi verilerine Johansen eşbütünleşme testi uygulayarak SGP teorisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bir diğer çalışma ise Narayan (2006) tarafından 16 OECD ülkesinin SGP teorisinin geçerliliğinin araştırılması amacıyla yapılmıştır. İngiltere için 1973:01-2002:12 döneminde aylık ve diğer OECD ülkeleri için 1973:01-2003:09 döneminde aylık veriler kullanılarak nominal döviz kuru verilerine yapısal kırılmalı panel birim kök testi uygulanmıştır. Birim kök testi olarak yapısal kırılmalı panel LM birim kök testi kullanılmıştır. 15 ülkenin 8'inde SGP teorisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tatoğlu (2009) çalışmasında ise, 25 OECD ülkesi için 1977-2004 döneminde yıllık reel döviz kuru verilerine ADF testi ve yapısal kırılmalı panel LM birim kök testi uygulamış ve SGP teorisinin geçerliliğini araştırmıştır. Sonuç olarak ADF birim kök testi sonucu 9 ve Panel LM birim kök testi sonucu 10 ülkede SGP teorisinin geçerli olduğu bulunmuştur.

Elmi ve Ranjbar (2010) çalışmasında 29 OIC (İslami İşbirliği Teşkilatı) ülkesinin 1995:1-2008:4 tarihleri arasındaki aylık verilerini kullanarak SGP'nin geçerliliğini araştırmıştır. Çalışmada standart panel birim kök testleri olan Im, Pesaran ve Shin (2003), Levin, Lin ve Chu (2002) ve Hadri (2000) panel birim kök testlerinin yanında, hem düzeyde hem de sabitte kırılmalara izin veren yapısal kırılmalı panel LM birim kök testi de kullanılmıştır. Bulgular uzun dönem trendde meydana gelen değişimlerle beraber SGP'nin geçerliliğini desteklemiştir.

Gülođlu, İspir ve Okat (2011) alıřmasında Trkiye ve Trkiye'ye ticaret partneri olan 17 lkeyle beraber 18 lkenin 1991:1-2008:3 tarihleri arasındaki aylık reel dviz kuru verilerine yapısal kırılmaları da dikkate alarak PANKPSS (Panel Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992)) birim kk testi uygulamıřtır. Sonu olarak SGP'nin geerliliđi kabul edilmiřtir.

Yıldırım, Mercan ve Kostakođlu (2013) alıřmasında Trkiye iin 1960-2012, AB-15 ve G8 lkeleri iin 1975-2012, AB-27 lkeleri iin 1990-2002 ve OECD lkeleri iin 1980-2012 tarihlerini kapsayan yıllık reel dviz kuru verilerine Lee ve Strazicich (2003) ve Carrion-i Silvestre (2009), Kim (2009) ve Perron (2009) panel birim kk testleri uygulanılarak SGP hipotezinin geerliliđi sınanmıřtır. Sonu olarak SGP'nin Trkiye iin geerli olmadıđı ancak AB-15, AB-27, OECD, G8 lkeleri iin geerli olduđu bilgisi elde edilmiřtir.

Tırařođlu (2014) alıřmasında 18 OECD lkesine ait 1993:Q1-2013:Q1 er aylık reel dviz kuru verileri iin SGP'nin geerliliđini arařtırmıřtır. Arařtırmada; ADF, Zivot ve Andrews (2003) ve Lee ve Strazicich (2003,2004) birim kk testleri kullanılmıř ve SGP'nin 18 OECD lkesi arasında sadece Kanada ve Meksika lkelerinde geerli olduđu sonucuna ulařılmıřtır.

4.5 Yatay Kesit Bađlılıđı Testi Sonuları

Yatay kesit birimleri arasında bađlılıđın var olup olmaması panel birim kk testlerinin arasında ayrıma gidilmesine sebep olmaktadır. Eđer paneldeki birimler arasında yatay kesit bađlılıđı yoksa birinci nesil panel birim kk testleri, eđer varsa ikinci nesil panel birim kk testleri uygulanacaktır. Bu amala panelin zaman boyutu yatay kesit boyutundan byk olduđundan ($T > N$), Breush Pagan(1980)'in CD_{LM21} testinden yararlanılacaktır. Test hipotezleri,

H_0 : Yatay kesit bađlılıđı yok

H_A : Yatay kesit bađlılıđı var

olarak oluşturulur.

Tablo 1

NDK Değişkeni İçin Yatay Kesit Bağlılığı Testi Sonuçları

TEST	TEST İSTATİSTİĞİ	Sd.	Olasılık
Breusch-Pagan LM	1576.09	15	0.0000
Pesaran scaled LM	283.92		0.0000
Bias-corrected scaled LM	283.90		0.0000
Pesaran CD	35.05		0.0000

* Sd., serbestlik derecesini ifade etmektedir.

** %1, %5 ve %10 hata payı için kritik $\chi^2_{(1)}$ tablo değerleri 6.635, 3.841, 2.706'dır.

Tablo 2

NTÜFE Değişkeni için Yatay Kesit Bağlılığı Testi Sonuçları

TEST	TEST İSTATİSTİĞİ	Sd.	olasılık
Breusch-Pagan LM	2686.99	15	0.0000
Pesaran scaled LM	486.74		0.0000
Bias-corrected scaled LM	486.73		0.0000
Pesaran CD	25.12		0.0000

* Sd., serbestlik derecesini ifade etmektedir.

** %1, %5 ve %10 hata payı için kritik $\chi^2_{(1)}$ tablo değerleri 6.635, 3.841, 2.706'dır.

Tablo-1 ve tablo-2'deki test istatistik değerleri, kritik tablo değerleriyle karşılaştırıldığında, nominal döviz kuru (NDK) ve nispi tüketici fiyat indeksi (NTÜFE) değişkenleri için birimler arası yatay kesit bağlılığının olduğu görülmektedir.

4.6 Panel Birim Kök ve Eşbütünleşme Testleri Sonuçları

NDK ve NTÜFE değişkenleri için yatay kesit bağlılığı söz konusu olduğundan her iki değişkenin durağanlık analizleri için ikinci nesil panel birim kök testleri kullanılması

uygun görülmüştür. Araştırmada yer alan ikinci nesil testler; Pesaran (2006) CADF, Pesaran (2007) CIPS, Breitung ve Das (2005) panel birim kök testleridir.

4.6.1 Pesaran (2006) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Pesaran (2006) CADF testi için oluşturulan Dickey Fuller test denklemi,

$$Y_{it} = \theta_i + \varphi_i Y_{i,t-1} + \lambda f_t + u_{it}$$

olarak ifade edilir. Test hipotezleri,

$$H_0 : \varphi_i = 0 \quad (\text{tüm } i \text{ kesit birimi için})$$

olarak kurulur. Alternatif hipotezler,

$$H_1 : \varphi_i < 0 \quad i = 1, \dots, N,$$

$$H_0 : \varphi_i = 0 \quad i = N + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

olarak tanımlanmıştır. Aşağıdaki Tablo 3 ve Tablo 4'te NDK ve NTÜFE değişkenleri için Pesaran (2006) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3

NDK Değişkeni için Pesaran (2006) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN		t-bar	Z[t-bar]	Olasılık değeri	SONUÇ
NDK	C	-2.649	-2.338	0.010	I(0)
NDK	C,T	-3.135	-2.288	0.011	I(0)

*C sabit ve T trend değişkenini ifade etmektedir.

**t-bar testin t-istatistiği, Z[t-bar] testin tersinir normal test istatistiğidir.

***CADF tablosu kritik değerleri sabitli model için %1 %5 ve %10 hata payı için düzeylerinde -2.53 -2.32 -2.21, sabitli ve trendli model için -3.03 -2.83 -2.73 olarak belirlenmiştir.

Tablo 4

NTÜFE Değişkeni İçin Pesaran (2006) CADF Panel Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN		DÜZEY			1.FARK			SONUÇ
		t-bar	Z[t-bar]	Olasılık değeri	t-bar	Z[t-bar]	Olasılık değeri	
NTÜFE	C	-1.418	1.011	0.844	-6.190	-11.975	0.000	I(1)
NTÜFE	C,T	-0.818	4.550	1.00	-6.420	-11.982	0.000	I(1)

* C sabit ve T trend değişkenini ifade etmektedir.

** (t-bar) testin t-istatistiği, Z[t-bar] testin tersinir normal test istatistiğidir.

*** CADF tablosu kritik değerleri sabitli model için %1 %5 ve %10 hata payı için -2.53, -2.32, -2.21, sabitli ve trendli model için -3.03 -2.83 -2.73 olarak belirlenmiştir.

Tablo 3 ve tablo 4'teki test istatistik değerleri kritik değerlerle karşılaştırıldığında, nominal döviz kuru değişkeninin hem sabitli, hem de sabitli ve trendli her iki test denklemi için düzeyde durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fakat nispi TÜFE değişkeni için Tablo 4'te bulunan test istatistikleri incelendiğinde, NTÜFE değişkeninin düzey durağan olmadığı ilk farkları alındıktan sonra durağanlaştığı görülmektedir ve,

$$NDK \sim I(0) \text{ ve } NTÜFE \sim I(1)$$

olarak ifade edilebilir. Pesaran (2006) CADF panel birim kök testi sonuçlarına göre NDK serisinin düzey durağan, NTÜFE serisinin ise birinci mertebeden fark durağan olduğu sonucu elde edilmiştir.

4.6.2 Pesaran (2007) CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testi, değişkenlerin durağanlıklarını farklı gecikme sayılarına göre aynı anda analiz etme özelliğiyle diğer panel birim kök testlerinden farklılaşmaktadır. CIPS test istatistiği paneldeki yatay kesit birimlerinin CADF test istatistiklerinin ortalaması alınarak elde edilir. Aşağıdaki Tablo 5'te Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5

Pesaran (2007) CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN	C				C,T			
	k	Z[t-bar]	Olasılık değeri	sonuç	k	Z[t-bar]	Olasılık değeri	SONUÇ
NDK	0	-0.252	0.400	I(1)	0	-0.140	0.444	I(1)
NDK	1	-2.338	0.010	I(0)	1	-2.288	0.011	I(0)
NDK	2	-1.372	0.085	I(1)	2	-1.293	0.098	I(1)
NDK	3	-1.176	0.120	I(1)	3	-1.299	0.097	I(1)
NDK	4	-1.071	0.142	I(1)	4	-1.371	0.085	I(1)
NTÜFE	0	-0.106	0.458	I(1)	0	6.783	1.00	I(1)
NTÜFE	1	1.011	0.844	I(1)	1	4.550	1.00	I(1)
NTÜFE	2	1.182	0.881	I(1)	2	4.676	1.00	I(1)
NTÜFE	3	0.737	0.769	I(1)	3	3.936	1.00	I(1)
NTÜFE	4	0.656	0.744	I(1)	4	3.433	1.00	I(1)

*k gecikme sayısı, C sabit ve T trend değişkenini ifade etmektedir.

Tablo 5'te nominal döviz kuru ve nispi tüketici fiyat indeksi değişkenlerinin sabitli ve hem sabitli hem de trendli model için ele edilen test istatistiklerine göre, her iki model için de düzeyde durağan olmadıkları görülmektedir

$$NDK \sim I(1)$$

$$NTÜFE \sim I(1)$$

Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testi sonuçlarına göre NDK ve NTÜFE değişkenlerinin 1. mertebeden fark durağan olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

4.6.3 Breitung ve Das (2005) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Breitung ve Das(2005) panel birim kök testinde test denklemi olarak AR(1) sürecine ait Dickey-Fuller(1979) fark denklemini kullanmaktadır. Test denklemi,

$$\Delta Y_{it} = \varphi Y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

olarak ifade edilir. Testin hipotezleri ise,

$H_0 : \varphi = 0$ (birim kök var)

$H_A : \varphi < 0$ (birim kök yok)

olarak kurulur.

Tablo 6

Breitung ve Das (2005) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKEN		DÜZEY		1.FARK		SONUÇ
		Test istatistiği	Olasılık değeri	Test istatistiği	Olasılık değeri	
NDK	C	30.187	0.9987	-7.1881	0.0000	I(1)
NDK	C,T	3.4694	0.9997	-1.8555	0.0318	I(1)
NTÜFE	C	63.258	1.0000	-8.7062	0.0000	I(1)
NTÜFE	C,T	3.1960	0.9993	-4.2163	0.0000	I(1)

* C sabit ve T trend değişkenini ifade etmektedir.

Tablo 6’da nominal döviz kuru ve nisbi tüketici fiyat indeksi değişkenlerin sabitli ve hem sabitli hem de trendli model için ele edilen test istatistiklerine göre, her iki model için de düzeyde durağan olmadıkları görülmektedir

$$NDK \sim I(1)$$

$$NTÜFE \sim I(1)$$

Breitung ve Das (2005) panel birim kök testine göre NDK ve NTÜFE değişkenlerinin 1. mertebeden fark durağan olduğu bilgisine ve bu iki seri arasında uzun dönem denge ilişkisi olabileceği varsayımına ulaşılmıştır.

4.6.4 Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin var olup olmadığının incelenmesi amacıyla Pedroni(1999) panel eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Bu test, panel için 4 ve gruplar arası 3 olmak üzere 7 test istatistiği hesaplayarak eşbütünleşme ilişkisi konusunda bilgi vermektedir. Test için mutlak SGP modeli kullanılmıştır. Model

$$NDK_{it} = \alpha_i + \beta_i NTÜFE_{it} + e_{it}$$

biçimindedir. Test denklemi değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu söyleyen sıfır hipotezine karşı, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ileri süren alternatif hipotezle oluşturulur. Hipotezler,

H_0 : Değişkenler arasında panel eşbütünleşme ilişkisi yoktur

H_A : Değişkenler arasında panel eşbütünleşme ilişkisi vardır

olarak tanımlanmıştır.

Tablo 7

Pedroni (1999) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

TEST İSTATİSTİĞİ	Panel	Grup
v	-0.4625	
Rho	2.785	2.595
t	4.317	4.62
ADF	3.829	4.127

*Burada v varyans oranı istatistiğini, Rho Phillips ve Perron tipi ρ -istatistiğini, t Phillips ve Perron tipi t-istatistiğini, ADF genişletilmiş Dickey-Fuller t-istatistiğini belirtmektedir.

Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testi sonuçları 0 ortalama ve 1 varyansla standart normal dağılıma uymaktadır. Bu yüzden test istatistik değerleri standart normal dağılım kritik değeri olan 1.96 ile simetrik olarak karşılaştırılmıştır. Karşılaştırma sonucunda sadece grup panel-v istatistiği eşbütünleşmenin olmadığı doğrularken, geriye kalan 6 test istatistiği eşbütünleşme olduğunu ortaya koymaktadır.

BRIMCS ülkeinde SGP'nin geçerliliğinin araştırılması amacıyla 1995:06-2015:12 tarihleri arasındaki aylık nominal döviz kuru ve nispi tüketici fiyat indeksi verilerine uygulanan birim kök ve eşbütünleşme testleri sonucunda, yapısal kırılmaların olmadığı varsayımı altında SGP'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

4.7 Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök ve Eşbütünleşme Testleri sonuçları

Makroekonomik değişkenlerde yapısal kırılmalar olduğunda bu durum ekonometrik analizlerin sonuçlarına yansıtılabilmektedir. Yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı durağanlık ve eşbütünleşme testleri sonuçları da yanıltıcı olabilmektedir. Bu bağlamda BRIMCS ülkelerinde SGP teorisinin geçerliliğinin yapısal kırılmalı panel birim kök ve eşbütünleşme testleri ile araştırılması amaçlanmıştır.

Uygulamada yapısal kırılmaları dikkate alan testler de kullanılmıştır. Birim kök sınaması için Im, Lee ve Tieslau(2005) panel birim kök testi ve eşbütünleşme sınaması için ise Westerlund(2006) panel eşbütünleşme testinden faydalanılmıştır.

4.7.1 Im, Lee ve Tieslau(2005) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Im, Lee ve Tieslau(2005) panel LM birim kök testi, kırılmasız, sabitte kırılmalı ve trendde kırılmalı olmak üzere 3 model olarak ele alınmıştır. Sabitte kırılmalı model ekonometri literatüründe çarpışma modeli (Crash) olarak bilinen “A modeli” ve trendde kırılmalı model kırılan trend (trend-break) modeli olarak bilinen “C modeli”dir. Test hipotezleri,

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

$$H_A : \alpha_i < 0 \text{ (bazı i'ler için)}$$

olarak oluşturulur.

Im, Lee ve Tieslau (2005) panel LM birim kök testiyle sabitte ve trendde en fazla iki kırılmaya kadar birim kök testi yapılabilmektedir. NDK ve NTÜFE değişkenlerine, kırılmasız, sabitte ve trendde bir kırılmalı ile sabitte ve trendde iki kırılmalı olmak üzere ayrı ayrı birim kök testleri uygulanmıştır. Uygulamadaki bütün test modelleri bir sabite ve trendde sahiptir. Birim kök testleri yatay kesit ve panel olarak iki şekilde elde edilmiştir. Test sonuçları %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Lee ve Strazicich (2004) tablosundaki kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. Aşağıda Tablo 8’de NDK değişkeni için,

Tablo 9’da ise NTÜFE deęişkeni için kırılmasız modelin minimum LM birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Tablolarda k uygun gecikme sayısını ifade etmektedir.

Tablo 8

NDK Deęişkeni İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları

Kırılmasız Model		
Ülkeler	LM	k
Brezilya	-1.1652	5
Rusya	-1.1598	5
Hindistan	-2.0271	5
Meksika	-1.0312	2
Çin	-1.1541	5
Güney Afrika	-1.7096	4

Tablo 9

NTÜFE Değişkeni İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçlar

Kırılmasız Model		
Ülkeler	LM	k
Brezilya	-1.7799	8
Rusya	-2.1105	3
Hindistan	-0.4896	7
Meksika	-0.2486	8
Çin	-1.2711	7
Güney Afrika	-1.5822	1

NDK ve NTÜFE değişkenlerinin trend ve sabitte herhangi biri kırılma olmadığı durumda elden birim kök test sonuçlarını kıyaslamak için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için -3.63, -3.06 ve -2.77'dir. Bu durumda iki değişkenin de düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Yapısal kırılmasız panel LM testine göre, ülkeler arası fiyat düzeyi farklılıklarının döviz kurundaki değişimlerle dengelendiği yaklaşımını ifade eden SGP'nin hem nominal döviz kuru hem de tüketici fiyat indeksi serileri durağan olmadığından geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Aşağıda Tablo 10'da NDK değişkeninin, Tablo 11'de ise NTÜFE değişkeninin bir kırılmalı A modeli ve bir kırılmalı C modeli için minimum LM birim kök testi sonuçları, Tablo 12'de ise model A ve model C için kritik değerler yer almaktadır.

Tablo 10

NDK Değişkeninin Bir Kırılmalı A ve C Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Bir Kırılmalı A Modeli				Bir Kırılmalı C Modeli				
	LM	k	TB	B1(t)	LM	k	TB	B1(t),D1(t)	I
Brezilya	-1.3386	5	2012:05	0.1249 (0.3784)	-2.0911	5	2010:04	-0.4427 (-1.4197) 0.0000 (-0.0007)	0.3
Rusya	-1.497	6	2012:05	-1.2368 (-1.1251)	-2.2737	7	2012:04	4.4562 (4.4278)* 0.202 (0.8463)	0.2
Hindistan	-2.4453	8	2013:05	2.5415 (4.1020)*	-2.9271	5	2007:06	-0.4211 (-0.6800) -0.0633 (-0.6418)	0.4
Meksika	-1.2236	1	2002:05	0.0239 (0.0880)	-1.8944	1	2006:08	0.0955 (0.3541) 0.0432 (0.7611)	0.5
Çin	-1.355	5	2012:05	0.2193 (0.6252)	-2.0574	5	2006:09	0.0399 (0.1200) 0.0807 (0.9534)	0.5
Güney Afrika	-1.8384	4	2008:09	0.6039 (1.8573)***	-3.8732*	1	2006:07	-0.2026 (-0.6290) 0.2072 (2.9601)*	0.5

*Burada k gecikme sayısı, T_B kırılma tarihi, $B1(t)$ ve $D1(t)$ sabit ve trendteki kırılma için tanımlanan kukla değişkenlerdir.

** (*), (**),(***) tablo değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 hata payı için anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

*** Katsayı anlamlılıkları için %1 %5 ve %10 hata payı ile test kritik değerleri 2.57, 1.96 ve 1.64 şeklindedir.

Tablo 11

NTÜFE Değişkeninin Bir Kırılmalı A ve C Modelleri İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Bir Kırılmalı A Modeli				Bir Kırılmalı C Modeli				
	LM	k	TB	B1(t)	LM	k	TB	B1(t),D1(t)	l
Brezilya	-1.861	8	2006:08	0.0013 (0.4045)	-2.3186	8	2004:01	0.0034 (1.0881) 0.0001 (0.1434)	0.4
Rusya	(-3.0465)*	1	1998:09	-0.0262 (-4.7024)*	-2.489	3	2001:07	-0,0018 (-0.3555) 0.0015 (1.6917)***	0.3
Hindistan	-0.6304	7	2009:07	-0.0005 (-0.0837)	-2.5636	7	2009:08	-0.0028 (-0.4641) 0.0059 (3.9270)***	0.3
Meksika	-0.3095	8	2006:05	0.0008 (0.2189)	-2.2613	1	2001:09	-0.0015 (-0.4437) -0.0042 (-9.1854)***	0.3
Çin	-1.5358	8	2008:10	0.0137 (1.8161)*	-2.3581	8	2001:11	-0.0210 (-2.8438)* -0.0018 (-0.9592)	0.3
Güney Afrika	-1.6636	1	2013:10	-0.0013 (-0.3569)	-3.5328	1	2008:02	0.0057 (1.6309) 0.0023 (2.4698)**	0.4

*Burada gecikme sayısı k gecikme sayısı, kırılma tarihi, T_B kırılma tarihi, $B1(t)$ ve $D1(t)$ sabit ve trended kırılma için tanımlanan kukla değişkenlerdir.

** (*), (**), (***) tablo değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 hata payı için anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

*** Katsayı anlamlılıkları için %1 %5 ve %10 hata payı ile test kritik değerleri 2.57, 1.96 ve 1.64 şeklindedir.

Tablo 12

Lee-Strazicich Bir Kırılmalı Minimum LM Testi Kritik Değerleri

MODEL A			
	1%	5%	10%
	-4.239	-3.566	-3.211
Model C			
λ	1%	5%	10%
0.1	-5.11	-4.5	-4.21
0.2	-5.07	-4.47	-4.2
0.3	-5.15	-4.45	-4.18
0.4	-5.05	-4.5	-4.18
0.5	-5.11	-4.51	-4.17

Kaynak: Lee, J., Strazicich, M.C., “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break”, Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University, 2004, s.12.

Test için λ değerleri, T yatay kesit boyutu ve T_B tarihi olmak üzere, $\lambda = \frac{T_B}{T}$ eşitliğiyle elde dilmektedir. T_B kırılma tarihi içsel olarak belirlenmektedir.

Tablo 10 ve tablo 11’de yer alan, sabitte ve trendde 1 kırılmaya izin veren model için hesaplanan panel LM birim kök test istatistikleri tablo 12’deki Lee ve Strazicich tablo değerleriyle karşılaştırıldığında NDK değişkeninin C modeli için sadece Güney Afrika Cumhuriyeti, NTÜFE değişkeninin ise sadece Rusya için durağan olduğu ve bir kırılmalı panel LM testine göre BRIMCS ülkelerinin SGP teorisinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo13, tablo 14, tablo 15 ve tablo 16’de yer alan Sabitte ve trendde iki kırılmaya izin veren LM birim kök testi sonuçları Tablo 17’deki Lee ve Strazicich tablosundaki kritik değerlerle karşılaştırıldığında, NDK ve NTÜFE değişkenlerinin sabitte iki kırılmalı A ve trendde iki kırılmalı C modelleri için yatay kesit birimlerinin düzeyde durağan olmadığı görülmektedir.

Tablo 13**NDK Değişkeninin İki Kırılmalı A Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları**

	İki Kırılmalı A Modeli				
	LM	k	T_B	B1(t)	B2(t)
Brezilya	-1.4769	6	2009:03	0.9968	0.1688
			2012:05	(3.0767)*	(0.5162)
Rusya	-1.5388	6	2012:05	-1.2452	-0.0813
			2013:03	(-1.1309)	(-0.0779)
Hindistan	-2.7267	8	2013:05	2.6494	2.7215
			2013:07	(4.4058)*	(4.6129)*
Meksika	-1.2943	1	2013:01	0.2529	-0.0265
			2012:05	(0.9328)	(-0.0967)
Çin	-1.5033	6	2009:03	1.2161	0.2663
			2012:05	(3.5142)*	(0.7683)
Güney Afrika	-2.2968	1	2011:12	0.3138	-0.1275
			2012:05	(0.9640)	(0.3862)

*Burada k gecikme sayısı, **T_B** kırılma tarihi, **B1(t)** ve **B2(t)** sabitteki kırılmalar için tanımlanan kukla değişkenlerdir.

** (*), (**), (***) tablo değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 hata payı için anlamlı olduğunu ifade etmektedir

*** Katsayı anlamlılıkları için %1 %5 ve %10 hata payı ile test kritik değerleri 2.57, 1.96 ve 1.64 şeklindedir.

Tablo 14

NDK Değişkeninin İki Kırılmalı C modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları

	İki Kırılmalı C Modeli					l_1, l_2
	LM	k	TB	$B1(t), D1(t)$	$B2(t), D2(t)$	
Brezilya	-3.7299	5	2002:05	-0.0909 (-0.3029)	0.6908 (2.2648)*	0.4
			2012:01	0.2248 (3.8513)*	-0.2203 (-4.2474)*	0.8
Rusya	4.8532	2	1999:04	-0.8370 (-0.8514)	-1.0917 (-1.0919)	0.2
			2013:07	0.6804 (2.608)*	0.4399 (1.897)***	0.8
Hindistan	4.4632	6	2003:04	0.2528 (0.4177)	0.8046 (1.2668)	0.2
			2012:03	-0.6096 (3.8792)*	0.6343 (3.6521)*	0.8
Meksika	-3.7647	1	2002:04	0.2050 (0.7919)	0.2800 (1.0811)	0.4
			2011:02	0.1228 (3.2396)*	-0.2019 (-4.7467)*	0.8
Çin	-3.8069	5	2002:10	-0.0871 (-0.2772)	0.7828 (2.4335)**	0.4
			2012:01	0.2442 (4.1820)*	-0.2578 (-4.7264)*	0.8
Güney Afrika	-4.418	1	1998:09	0.2238 (0.6713)	0.0280 (0.0876)	0.2
			2006:12	-0.0825 (-1.2098)	0.2090 (2.9210)*	0.6

*Burada k gecikme sayısı, T_B kırılma tarihi, $B1(t)$ ve $B2(t)$ sabitte, $D1(t)$ ve $D2(t)$ trendteki kırılmalar için tanımlanan kukla değişkenlerdir.

** (*), (**), (***) tablo değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 hata payı için anlamlı olduğunu ifade etmektedir

*** Katsayı anlamlılıkları için %1 %5 ve %10 hata payı ile test kritik değerleri 2.57, 1.96 ve 1.64 şeklindedir.

Tablo 15**NTÜFE Değişkeninin İki Kırılmalı A Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları**

	İki Kırılmalı A Modeli				
	LM	k	TB	B1(t)	B2(t)
Brezilya	-1.9383	8	2002:10	0.0133	0.0012
			2006:08	(4.2428)*	(0.3816)
Rusya	-3.3317	7	1998:09	-0.0279	-0.0034
			1998:12	(-4.6409)*	(-0.5334)
Hindistan	-0.746	7	2008:05	0.0028	-0.0007
			2009:07	(0.4644)	(-0.1080)
Meksika	-0.8833	7	1998:01	0.0049	-0.0051
			2010:12	(1.3678)	(-1.4379)
Çin	-1.6305	8	1999:04	0.0070	0.0199
			2010:02	(0.9031)	(2.6452)*
Güney Afrika	-1.7896	1	2007:12	0.0127	-0.0011
			2013:10	(3.6936)*	(-0.3150)

*Burada k gecikme sayısı, T_B kırılma tarihi, $B1(t)$ ve $B2(t)$ sabitteki kırılmalar için tanımlanan kukla değişkenlerdir.

** (*), (**), (***) tablo değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 hata payı için anlamlı olduğunu ifade etmektedir

*** Katsayı anlamlılıkları için %1 %5 ve %10 hata payı ile test kritik değerleri 2.57, 1.96 ve 1.64 şeklindedir.

Tablo 16

NTÜFE Değişkeninin İki Kırılmalı C Modeli İçin Minimum LM Birim Kök Testi Sonuçları

	İki Kırılmalı C Modeli					l_1, l_2
	LM	k	TB	$B1(t), D1(t)$	$B2(t), D2(t)$	
Brezilya	-3.2658	8	2002:09	-0.0003 (-0.1029)	0.0015 (0.4805)	0.4
			2008:05	0.0036 (3.889)*	-0.0034 (-3.3633)*	0.6
Rusya	4.0427	7	1999:10	-0.0021 (-0.4176)	0.0002 (0.0369)	0.2
			2011:01	0.0062 (4.1592)*	-0.0048 (-3.7290)*	0.8
Hindistan	3.7755	7	2002:07	0.0025 (0.4254)	-0.0019 (-0.3114)	0.4
			2009:09	-0.0029 (2.301)**	0.0025 (0.4254)	0.7
Meksika	-4.0871	1	2001:05	-0.0013 (-0.4023)	-0.0063 (-1.937)***	0.3
			2009:06	-0.0044 (-8.5496)*	-0.0012 (-2.4772)**	0.7
Çin	-3.99	7	1999:05	0.0052 (0.6883)	-0.0047 (-0.6461)	0.2
			2004:07	-0.0123 (-4.4812)*	0.0065 (4.9853)*	0.6
Güney Afrika	-3.98	1	2002:06	(1.665)***	0.0111 (3.2798)*	0.3
			2007:12	0.0012 (1.8623)*	0.0023 (2.6430)*	0.6

*Burada k gecikme sayısı, T_B kırılma tarihi, $B1(t)$ ve $B2(t)$ sabitte, $D1(t)$ ve $D2(t)$ trendteki kırılmalar için tanımlanmış kukla değişkenlerdir.

** (*), (**), (***) tablo değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 hata payı için anlamlı olduğunu ifade etmektedir

*** Katsayı anlamlılıkları için %1 %5 ve %10 hata payı ile test kritik değerleri 2.57, 1.96 ve 1.64 şeklindedir.

Tablo 17**Lee ve Strazicich İki Kırılmalı Minimum LM Testi Kritik Değerler Tablosu**

MODEL A									
α	1%			5%			10%		
	-4.545			-3.842			-3.504		
MODEL C									
λ_2	0.4			0.6			0.8		
λ_1	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
0.2	-6.16	-5.59	-5.27	-6.41	-5.74	-5.32	-6.33	-5.71	-5.33
0.4	-	-	-	-6.45	-5.67	-5.31	-6.42	-5.65	-5.32
0.6	-	-	-	-	-	-	-6.32	-5.73	-5.32

Kaynak: Lee, J., Strazicich, M.C., “Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks”, Manuscript, Department of Economics, University of North Texas, 2002, s.1-19.

Tablo 18**Im, Lee ve Tieslau (2005) Panel LM Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişken	Kırılmasız LM	Bir Kırılmalı- LM	İki Kırılmalı LM
NDK	2.447	-2.376	-9.344
NTÜFE	2.952	-2.691	-8.058

Tablo 18’deki Im, Lee ve Tieslau (2005) Panel birim kök test sonuçları incelendiğinde, NDK ve NTÜFE değişkenlerinin kırılmasız, bir kırılmalı ve iki kırılmalı birim kök testleri ile sınıandığında durağanlık koşulunun sağlanmadığı bulgusu elde edilmiştir. Bu aşamadan sonra yapısal kırılma durumunda değişkenlerin arasındaki uzun dönem denge ilişkisi incelenecek ve BRIMCS ülkelerinde SGP’nin uzun dönemde geçerliliği araştırılacaktır.

4.7.2 Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Westerlund (2006), yatay kesit bağıllığı olduğu durumda da uygulanabilen bir yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi olduğundan uygulamada kullanılmak üzere tercih edilmiştir. Testin sıfır hipotezi tüm yatay kesit birimlerinin eşbütünleşik olduğu varsayımı ile oluşturulmaktadır. Test hipotezleri,

$$H_0 : \varphi_i = 0$$

$$H_A : \varphi_i \neq 0 \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ ve } \varphi_i = 0 \quad i = N + 1, N + 2, \dots, N \text{ için}$$

olarak kurulur. Test, faktör yapısına dayalı bir model önerdiğinden faktör sayısı Bai ve Ng (2002) testi ile 5 olarak belirlenmiştir. Aşağıda Tablo 19’da Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testi sonuçları, Tablo 20’de ise test ile belirlenen kırılma tarihleri yer almaktadır.

Tablo 19

Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test İstatistikleri	Kırılmasız	Düzye Değişim	Trendde Değişim
Faktör sayısı	5	5	5
Tau-n	-5.556	-3.216	-1.772
p-value	0.000	0.001	0.038
phi-n	-7.412	-3.695	-1.834
p-value	0.000	0.000	0.033

Tablo 20

Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Testi ile Belirlenen Kırılma Tarihleri

Ülkelere Göre Kırılma Tarihleri	
Brezilya	2002:10
Rusya	2012:05
Hindistan	2013:08
Meksika	2008:10
Çin	2003:10
Güney Afrika	2001:12

Tablo 19’da yer alan test sonuçlarına göre, sıfır hipotezi reddedilmiştir. Yatay kesit birimleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı, yani uzun dönem denge ilişkisinden söz edilemeyeceği bulgusu elde edilmiştir. BRIMCS ülkelerinde, yapısal kırılmalar göz önünde bulundurulduğunda döviz kuru ve fiyatlar genel düzeyi arasında uzun dönem denge ilişkisi bulunamadığından SGP’nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 20’de ise Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testi ile içsel olarak belirlenen kırılma tarihleri görülmektedir. BRIMCS ülkelerinin her biri için farklı kırılma tarihi elde edilmiştir. Yapısal kırılmalar makroekonomik göstergeleri doğrudan etkileyen yapısal değişim nedeni olduğundan, bu sonuç BRIMCS ülkelerinde SGP için uzun dönem denge ilişkisi olmadığı ve SGP yaklaşımının bu ülkelerde geçerli olmadığı bulgularını destekler niteliktedir.

5. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Ülkelerde meydana gelen kriz, siyasi istikrarsızlıklar, toplumsal hareketler ve savaş gibi sebepler makroekonomik göstergelere de yansımaktadır. Bu göstergelerden biri SGP'dir. Küreselleşen dünya ekonomisinde hem ülkelerin döviz kurlarını ayarlama hem de ülkelerin ekonomik gelişmişliklerinin kıyaslanmasında kullanılan SGP'nin geçerliliği hakkında bilgi sahibi olmak önemli olmaktadır. Bu çalışmada, gelişmekte olan Brezilya, Rusya, Hindistan, Meksika, Çin ve Güney Afrika olmak üzere 6 ülke için SGP teorisinin geçerliliği araştırılmıştır. Veri seti olarak 1995:06-2015:12 tarihli aylık nominal döviz kuru ve nispi Tüketici fiyat indeksi panel verileri kullanılmıştır. Yöntem olarak yatay kesit bağıllığı testleri, yapısal kırılmalı ve kırılmasız birim kök testleri ve eşbütünleşme testleri uygulanarak araştırma sonuçlarına ulaşılmıştır.

Öncelikle verilere yatay kesit bağıllığı sınaması için Breush Pagan (1980) testi uygulanmıştır. Test sonucunda yatay kesit birimleri arasında bağıllık olduğu bilgisine ulaşılmıştır. Bu da BRIMCS ülkelerinden herhangi birinde meydana gelebilecek değişimin diğer BRIMCS ülkelerini de etkileyebileceği anlamına gelmektedir. Bu sonuç aynı zamanda çalışmada panel birim kök testlerinden ikinci nesil panel birim kök testlerinin tercih edilmesi bilgisini vermiştir.

SGP yaklaşımının geçerliliği için yapısal kırılıma varsayımının gözardı edildiği Pesaran (2006) CADF, Pesaran (2007) CIPS, Breitung ve Das (2005) panel birim kök testleri ile durağanlık sınaması yapılmış testlerin hepsi için değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem bilgisi elde edebilmek için Pedroni (1999) testinden yararlanılmış ve sonucunda nominal döviz kuru ve nispi tüketici fiyat indeksi değişkenleri arasında uzun dönem bilgisi olduğu, yani BRIMCS ülkelerinde SGP'nin geçerli olduğu bilgisini elde edilmiştir. Trendde ve sabitte yapısal kırılmalara izin veren Im, Lee ve Tieslau (2005) birim kök testi sonucunda nispi döviz kuru ve tüketici fiyat indeksi değişkenlerinin bir kırılmalı A modeli için Güney Afrika Cumhuriyeti, bir kırılmalı C

modeli için ise sadece Rusya ülkesinde düzey durağan olduğu görülmektedir. İki kırılmalı A ve C modelleri için ülkelerin bütününde durağanlığın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Panel olarak incelendiğinde de düzeyde durağan olmadıkları belirlenmiştir. Westerlund (2006) eşbütünleşme testiyle değişkenlerin uzun dönemde ilişkisiz olduğu ve SGP teorisinin geçerli olmadığı görülmektedir.

Araştırmanın sonucunda yapısal kırılmanın dahil edildiği ve edilmediği panel birim kök ve eşbütünleşme testlerinin farklı sonuçlar verdiği bulgusuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak panel birim kök testlerinde yapısal değişikliklerin de olduğu modeller ile çalışılması daha doğru sonuçlara ulaşılabilmesi için önem arz etmektedir. Literatürde bildiğimiz kadarı ile BRIMCS ülkeleri için SGP'nin yapısal kırılmalı panel birim kök ve yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testleri ile analiz edildiği başka çalışma bulunmamaktadır. Çalışma bu yönü ile literatüre katkıda bulunmaktadır ve bundan sonra yapılacak çalışmalara da ışık tutacaktır.

KAYNAKÇA

Akgül, Işıl, “Satınalma Gücü Paritesi: Uzun Dönem Yaklaşımı”, **Marmara Üniversitesi**

Ekonometri Dergisi, 1995, s. 61-100.

Aslan, Nurdan ve Ayşe N Kanbur. “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı”. **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**. Cilt.23, sayı.2, 2007, s. 9.

Bai, Jushan ve Pierre Perron. “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”. **Econometrica**. Vol.66, No.1, 1998, s. 47-78.

Bai, Jushan ve Pierre Perron “Computation And Analysis of Multiple Structural Change Models”, **Journal Of Applied Econometrics**, 18(1), 2003, s.1-22.

Bai, Jushan ve Serena Ng. “A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration”, **Econometrica**. Vol.72, No.4, 2004, s. 1127-1177.

Baltagi, Badi H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 4.Basım.. New York: John Wiley&Sons, Ltd., 2005.

Banerjee, Anindya ve Josep Lluís Carrion-i-Silvestre. “Cointegration in Panel Data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence”. **Journal of Applied Econometrics**. 30, 2015, s. 1-23.

Breitung, Jörg ve Samarjit Das. “Panel Unit Root Tests under Cross-sectional Dependence”, **Statistica Neerlandica**. Vol.59, No.4, 2003, s. 414-433.

Carrion-i-Silvestre, Josep Lluís, Barrio-Castro, D., & López-Bazo, E. “ Breaking the Panels: an Application to the GDP Per Capita. **The Econometrics Journal**. 8(2), 2005, s. 159-175,

- Carrion-i-Silvestre, Josep Lluís. “Cointegration in Panel Data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence”, **Journal of Applied Econometrics**. 30(1), 2015, s. 1-23.
- Choi, In. “Unit Root Tests for Panel Data”. **Journal of International Money and Finance**. 20, 2001, s. 249-272.
- Choi, In. “Combination Unit Root Tests for Cross-sectionally Correlated Panels”, **Mimeo, Hong Kong University of Science and Technology**. 2002, s. 1-26.
- Campo-Robledo, J., Melo-Velandia, L. F., “Sustainability of Latin American Fiscal Deficits: A Panel Data Approach”, **Empirical Economics**, 49, 2015, s. 889-907.
- Carrion-I-Silvestre, Josep Lluís, Dukpa Kim ve Pierre Perron (2009), “GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses”, **Econometric Theory**. 25, s. 1754-1792.
- Cassel, Gustav. “Abnormal Deviations in International Exchanges”. The **Economic Journal**. Vol.28(112), 1918, s. 413-415.
- Çağlayan, Ebru ve İrem Saçaklı Saçıldı, “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri İle İncelenmesi”, **İ.İ.B. Dergisi**. Sayı.1, 2006, s. 121-137.
- Dickey David A ve Wayne A. Fuller. “Distribution of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root”, **Journal Of American Statistical Association**. Cilt 74, sayı 366, 1979.
- Enders, Walter. **Applied Econometric Time Series**. ABD:John Wiley&Sons, Inc, 2010.
- Elmi, Zahra ve Omid Ranjbar. “Purchasing Power Parity Hypothesis in OIC Countries: Evidence From Panel Unit Root Tests with Heterogeneous Structural Breaks”, **Iranian Economic Review**, Cilt 15, No.27, 2010, s. 1-22.

- Engle, Robert F. ve Clive W. J. Granger. “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing”, **Econometrica**. Cilt.55, No.2, 1987, s.251-276.
- Tatođlu, Ferda Y. **Panel Veri Ekonometrisi**. 1. Basım. İstanbul: Beta Yayıncılık, 2012.
- Tatođlu, Ferda Y. **İleri Panel Veri Ekonometrisi**. 1. Baskı, İstanbul: Beta Basım A.Ş., 2003.
- Gengenbach, Christian, Franz C. Palm, Jean-Pierre Urbain. “Panel Unit Root Tests in The Presence of Cross- Sectional Dependencies: Comparison and Implications for Modelling”, **Department Of Quantitative Economics At Universitesit Maastricht**, 2008, s.10.
- Gülođlu, Bülent, Serdar İspir ve Deniz Okat. “Testing the Validity of quasi PPP Hypothesis: Evidence From a Recent Panel Unit Root Test with Structural Breaks”, **Applied Economics Letters**. 18, 2011, 1817–1822.
- Gülođlu, Bülent, Serdar İspir. “Dođal İřsizlik Oranı mı? İřsizlik Histerisi mi? Türkiye İin Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi”, **Ege Akademik Bakıř**, 11(2), 2011, s.205-2015.
- Greene, William H. **Econometric Analysis**. 6. Basım. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2007.
- Hadri, Kaddour. “Testing For Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, **Econometric Journal**. Vol.3, 2000, s.148-161.
- Harris, R.D.F., Tzavalis,E., “Inference For Unit Roots In Dynamic Panels Where The Time Dimension is Fixed”, **Journal Of Econometrics**, Vol.91, 1999, s.204.
- Hsiao, Cheng. **Analysis Of Panel Data**. 2. Basım. ABD: Cambridge University Press, 2003.

- Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran ve Yongcheol Shin. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", **Journal of Econometrics**. Vol.115, 2003,s.53-74.
- Im, Kyung So, Junsoo Lee ve Margie Tieslau. "Panel LM Unit-root Tests with Level Shifts", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 67(3), 2005, s.393-419.
- Im, Kyung So, Junso Lee, Margie Tieslau. "Panel LM Unit-root Tests with Trend Shifts", **FDIC Center for Financial Research Working Paper**. No.2010-1, 2010, s.1-33.
- Lafrance, Robert ve Schembri Lawrence. "Purchasin PowerParity: Definition, Measurement, PowerParity: Definition, Measurement, and Interpretation", **Bank of Canada Review**. Autumn 2002, s.29.
- Lee, Junsoo ve Mark C. Strazicich. "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks", **Manuscript, Department of Economics, University of North Texas**, 2002, s.1-16.
- Lee, Junsoo ve Mark C. Strazicich. "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", **Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University**, 2004, s.1-15.
- Lee, Junsoo, Mark C. Strazicich ve Ming Meng. "Two Step LM Unit Root Tests with Trend Breaks", **Journal of Statistical and Econometric Methods**. Cilt.1, No.2, 2012, s. 81-107.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin ve Chia-Sang Janes Chu. "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", **Journal of econometrics**, 108 (2002), s.14.
- Matyas, Laszlo ve Patric Sevestre (Ed.). **The Econometrics of Panel Data**, 2.Basım. ABD: Springer Netherlands, 1995.

- Moon, Hyungsik Roger ve Benoit Perron, “Panel Evidence on Unit Roots in Exchange Rates and Interest Rates with Cross-sectional Dependence”, **manuscript, USC**, 2003, s.3
- Moon, Hyungsik Roger ve Benoit Perron, “Testing for a Unit Root in Panels for Dynamic Factors”, **Journal of Econometrics**, 122, 2004, s.81-126.
- Narayan, Paresh Kumar. “The Purchasing Power Parity Revisited: New Evidence for 16 OECD Countries From Panel Unit Root Tests with Structural Breaks”, **Journal of Int. Fin. Markets, Inst. and Money**, 18, 2008, s.137-146.
- Öztürk, Nazım ve Yüksel Bayraktar. “Döviz Kurlarını Açıklamaya Yönelik Yeni Yaklaşımlar”, **C.Ü.İ.İ.B. Dergisi**, Cilt 11(1), 2011, s.157-191.
- Pagan, Adrian ve Trevor Breusch. “The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics”, **Review of Economic Studies**, 11,8, s.239-253.
- Perron, P., “The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis”, **Econometrica**, cilt.57, 1989, s.1361-1401.
- Pesaran, M. Hashem. “A Simple Panel Unit Root Test In The Presence Of Cross Section Dependence”, **Journal of Applied Econometrics**, Vol.22, 2007, s.265-312.
- Pesaran, M.Hashem, “General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence in Panels”, **IZA Discussion Paper**, No.1240, (Ağustos, 2004), s.1.
- Phillips, Peter C. B. ve Doggyu Sul. “Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence”, **Econometrics Journal**, cilt 6, s.217-259.
- Pindyck, Robert S. ve Daniel L. Rubinfeld. **Econometric Models and Econometric Forecasts**, 3. Basım. Singapur: ABD: McGRAW-HILL, INC, 1991.

- Sarno, L., Taylor, M.P., “Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate”, **IMF Staff Papers**, Vol. 49(1), 2002, s.65-105.
- Selahattin Güriş (Ed.). **Stata İle Panel Veri Modelleri**.1. Basım. İstanbul: Der Yayınları, 2015.
- Tatoğlu, Ferda Yerden.”Reel Efektif Döviz Kurunun durağanlığının yapısal kırılmalı panel birim kök testleri kullanılarak sınanması”.Doğuş Üniv. Dergisi, 10(2), 2009,s. 310-323.
- Taylor, Stephen J. **Modelling Financial Time Series**. 2. Baskı. ABD: World Scientific Publishing, 1989.
- Tıraşoğlu, Burcu Y. “Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri ile OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi Geçerliliğinin Testi”, **Ekonometri ve İstatistik Dergisi**. Sayı.20, 2014, s. 68-87.
- Wayne, A. Fuller. **Introduction to Time Series**. 2. Basım. Canada: John Wiley&Sons, Inc, 1996.
- Wei,William W. **S.Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods**. 2. Basım. ABD: Pearson Education, Inc, 2006.
- Westerlund, Joiakim. “Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. Cilt.68, 2006, s.101-132.
- Yıldırım, Kemal, Mehmet Mercan ve S. Fatih Kostakoğlu. “ Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi”, **Eskişehir Osmangazi Üniv. İ.İ.B. Dergisi**. 8(3), 2013, s. 75-95.
- Ziwot, Eric ve Jiahui Wang. **Modelling Financial Time- Series SPLUS**. 2. Basım. ABD: Springer, 2006.

Diğer Kaynaklar

Hurlin, Christophe ve Valerie Mignon. “*Second Generation Panel Unit Root Tests*”, HAL Archives-Ouvertes.fr. 2007 <https://hal.archives-ouvertes.fr/halshs-00159842/document> (22 Haziran 2016), s. 1-24.

Lee, Junsoo. “GAUSS and RATS Codes for Unit Root Tests and Cointegration Tests”, <https://sites.google.com/site/junsoolee/codes> (5 Nisan 2016).

Westerlund, Joakim ve David Edgerton. “Simple Tests for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 70, 665-704, 2008 (with David Edgerton). Code”, <https://sites.google.com/site/perjoakimwesterlund/home/gauss-codes>, (10.06.2016).