

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

**PANEL VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER VE
BİR UYGULAMA**

Yüksek Lisans Tezi

ELANUR TÜRKÜZ

İstanbul, 2016

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

**PANEL VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLER VE
BİR UYGULAMA**

Yüksek Lisans Tezi

ELANUR TÜRKÜZ

Danışman: PROF.DR. EBRU ÇAĞLAYAN AKAY

İstanbul, 2016



T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ

TEZ ONAY BELGESİ

EKONOMETRİ Anabilim Dalı EKONOMETRİ Bilim Dalı TEZLİ YÜKSEK LİSANS öğrencisi Elanur Türküz'nün PANEL VEKTOR OTOREGRESİF MODELLER VE BİR UYGULAMA adlı tez çalışması, Enstitümüz Yönetim Kurulunun 18.05.2016 tarih ve 2016-18/39 sayılı kararıyla oluşturulan jüri tarafından oy birliği / ~~oy çokluğu~~ ile Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Tez Savunma Tarihi 30 / 05 / 2016

Öğretim Üyesi Adı Soyadı

İmzası

1.	Tez Danışmanı	Prof. Dr. EBRU ÇAĞLAYAN AKAY	
2.	Jüri Üyesi	Prof. Dr. SELAHATTİN GÜRİŞ	
3.	Jüri Üyesi	Yrd. Doç. Dr. ÖZLEM GÖKTAŞ	

ÖZET

Uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini belirlemek amacıyla gelişmiş ülkelerin yurtiçi tasarruf ve yurtiçi yatırımları arasındaki ilişkinin ölçülmesi üzerine odaklanan Feldstein-Horioka (1980), yurtiçi tasarruflar ve yurtiçi yatırımlar arasında gözlenen yüksek korelasyonun sermaye hareketsizliğine işaret ettiğini belirtmiştir. Sermaye hareketleri serbestlik derecesinin gelişmiş ülke ekonomilerinin yapısı ile çelişki yaratması sebebi ile Feldstein-Horioka (1980) literatürde bir bulmaca niteliği taşımaktadır.

Bu teorinin geçerliliği dışa açık gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için 1981-2013 dönemi içinde Panel VAR yöntemi ile karşılaştırılarak incelenmiştir. Kısa ve uzun dönem dinamikleri incelenerek yatırımlar, tasarruflar ve cari işlemler dengesi arasındaki ilişkinin dışsal şoklara karşılık verdiği tepkiler Panel VAR modeli kullanılarak etki-tepki analizi ile incelenmiş ve dışa açık ülke ekonomilerinde meydana gelen bu şokların ilgili değişkenlere nasıl yansıtacağı etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması ile ele alınmış ve açık ülke ekonomilerinde gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin Feldstein-Hipotezini reddettiği sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Feldstein-Horioka, Panel VAR, Panel birim kök

ABSTRACT

In order to predict the degree of capital mobility, Feldstein-Horioka (1980) focused on the relation between domestic savings and investment to determine international capital mobility and predicted high correlation between domestic savings and investment which referred to capital immobility. Therefore, this fact is incompatible within developed countries. Owing to creating a paradox with the economic structure of developed countries and dependence of the degree of capital activity latitude Feldstein-Horioka carries puzzling characteristics in the literature.

The validity of the theory is examined with panel annual data of developed and developing open economies within the period 1981-2013 by comparing the results with Panel VAR. The co-movement of the current account balance and savings on investment was explained by interpreting the impulse-response functions and variance decomposition using Panel VAR models in order to investigate short and long run dynamics and reveal the Feldstein-Horioka puzzle. The results reject the Feldstein – Horioka hypothesis and indicate high capital mobility in developed economies.

Keywords: Feldstein-Horioka, Panel VAR, Panel Unit Root

İÇİNDEKİLER

Sayfa No.

TABLO LİSTESİ	V
ŞEKİL LİSTESİ	VII
KISALTMALAR	VIII
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

PANEL BİRİM KÖK VE PANEL EŞBÜTÜNLEME ANALİZİ

1.1. Panel Birim Kök Testleri	5
1.1.1. Birinci Nesil Panel Birim Kök Testleri	7
1.1.1.1. Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002)	8
1.1.1.2. Harris ve Tzavalis (1999)	12
1.1.1.3. Breitung (2000)	14
1.1.1.4. Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003)	16
1.1.1.5. Maddala ve Wu(1999)	19
1.1.1.6. Choi (2001)	22
1.1.1.7. Hadri (1999)	26
1.1.2. İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri	29
1.1.2.1. Moon ve Perron (2004)	29
1.1.2.2. Bai ve Ng (2004)	31
1.1.2.3. Pesaran (2003)	35
1.1.2.4. Choi (2002)	39
1.1.2.5. Chang (2003)	42

1.1.3. I.Nesil ve II. Nesil Panel Birim Kök Testlerinin Karşılaştırılması.....	45
1.2. Yatay Kesit Bağımlılığın Testi	47
1.2.1. Breusch ve Pagan (1980) Testi.....	48
1.2.2. Pesaran (2004) Testi	49
1.3. Panel Eşbütünleme Testleri.....	50
1.3.1. Pedroni (1999) Testi.....	51
1.3.2. Kao (1999) Testi	56
1.3.3. McCoskey ve Kao (1998) Testi	60
1.3.4. Westerlund (2007) Testi	63

İKİNCİ BÖLÜM

PANEL NEDENSELLİK ANALİZİ VE PANEL VEKTÖR

OTOREGRESİF MODELLER

2.1.Nedensellik Analizi	73
2.1.1. Granger Nedensellik Analizi	74
2.1.2. Panel Nedensellik Analizi ve Testleri	75
2.1.2.1.Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1985) Testi	76
2.1.2.2.Hurlin ve Venet (2001) Testi.....	83
2.1.2.3.Dimitrescu ve Hurlin (2011) Testi.....	91
2.2.Vektör Otoregresif (VAR) Modelleri	96
2.3. Panel Vektör Otoregresif (PVAR) Modeller.....	101
2.3.1. Panel Vektör Otoregresif Modellerin Tahmin Edilmesi	103
2.3.1.1. Panel VAR Modellerinde Gecikme Uzunluğunun belirlenmesi...104	
2.3.1.2. Panel VAR Modelinin Tahmin Edilmesi.....	105
2.3.1.3. Panel Nedensellik Analizi	105
2.3.1.4. Panel VAR Modellerinde Kararlılık Analizi	106
2.3.1.5. Etki – Tepki Analizi.....	107
2.3.1.6.Varyans Ayrıştırması.....	108

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE FELDSTEİN – HORIOKA HİPOTEZİNİN PANEL VAR MODELLERİ İLE ANALİZİ

3.1. Uluslararası Sermaye Akımları ve Feldstein – Horioka Hipotezi	110
3.2. Feldstein – Horioka Bulmacası	112
3.3. Uygulamanın Konusu ve Amacı	121
3.4. Uygulamada Kullanılan Veriler	122
3.5. Uygulamada Kullanılan Yöntem	123
3.6. Gelişmiş Ülke Ekonomilerine Ait Sonuçlar	123
3.6.1. Panel Birim Kök Sonuçları	124
3.6.2. Panel Eşbütünleme Sonuçları	128
3.6.3. Panel VAR Modelinin Tahmin Sonuçları	130
3.7. Gelişmekte Olan Ülke Ekonomilerine Ait Sonuçlar	138
3.7.1. Panel Birim Kök Sonuçları	138
3.7.2. Panel Eşbütünleme Sonuçları	140
3.7.3. Panel VAR Modelinin Tahmin Sonuçları	142
SONUÇ	151
EKLER	155
KAYNAKÇA	164

TABLO LİSTESİ

	Sayfa No.
Tablo.1 I. ve II. Nesil Panel Birim Kök Testleri.....	7
Tablo.2 Panel Birim Kök Testleri Karşılaştırma Tablosu.....	45
Tablo.3 Değişkenlere Ait Tanımlamalar.....	122
Tablo.4 Gelişmiş Ülkelere Ait Pesaran (2004) CD Yatay Kesit Bağımlılığın Test Sonuçları	124
Tablo.5 Gelişmiş Ülkelere Ait Pesaran (2003) Panel Birim Kök Testi Sonuçları	126
Tablo.6 Gelişmiş Ülkelere Ait I.Nesil Panel Birim Kök Test Sonuçları.....	126
Tablo.7 Gelişmiş Ülkelere Ait Breush Pagan (1980) Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları.....	128
Tablo.8 Gelişmiş Ülkelere Ait Westerlund (2007) Panel Eşbütünleme Sonuçları.....	129
Tablo.9 Gelişmiş Ülkelere Ait Panel VAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluğu Sonuçları	131
Tablo.10 Gelişmiş Ülkelere Ait Panel VAR Modeli Tahmin Sonuçları.....	131
Tablo.11 Gelişmiş Ülkelere Ait Kararlılık Analizi – Öz Değer (EigenValues) Sonuçlar.....	132
Tablo.12 Gelişmiş Ülkelere Ait Panel Nedensellik Sonuçları.....	134
Tablo.13 Gelişmiş Ülkelere Ait Varyans Ayrıştırması Sonuçları.....	137
Tablo.14 Gelişmekte Olan Ülkelere Ait Pesaran (2004) CD Yatay Kesit Bağımlılığın.....	139

Tablo.15 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Gelişmiş Ükelere Ait Pesaran (2003) Panel Birim Kök Testi Sonuçları.....	139
Tablo.16 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Gelişmiş Ükelere Ait Breush Pagan (1980) Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları.....	141
Tablo.17 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Gelişmiş Ükelere Ait Westerlund (2007) Panel Eşbütünleme Sonuçları.....	141
Tablo.18 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Panel VAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluğu Sonuçları.....	142
Tablo.19 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Panel VAR Modeli Tahmin Sonuçları.....	143
Tablo.20 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Kararlılık Analizi – Öz Değer (EigenValues) Sonuçlar.....	144
Tablo.21 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Panel Nedensellik Sonuçları.....	145
Tablo.22 (a) Gelişmekte Olan Ükelere Ait Varyans Ayırıştırması Sonuçları.....	148
Tablo.22 (b) Gelişmekte Olan Ükelere Ait Varyans Ayırıştırması Sonuçları.....	149
Tablo.22 (c) Gelişmekte Olan Ükelere Ait Varyans Ayırıştırması Sonuçları.....	150

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No.

Şekil.1 Hurlin ve Venet Panel Nedensellik Testi Tablosu.....	86
Şekil.2 Gelişmiş Ükelere Ait Karakteristik Köklerin Birim Çember İçerisindeki Konumu	133
Grafik.1 Gelişmiş Ükelere Ait Etki – Tepki Analizi Grafiği.....	135
Şekil.3 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Karakteristik Köklerin Birim Çember İçerisindeki Konumu.....	145
Grafik.2 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Etki – Tepki Analizi Grafiği	146

KISALTMALAR

ADF Augmented Dickey Fuller

AIC Akaike Information Criteria

BIC Schwarz Bayesian Information Criterion (Schwarz Bayesian Bilgi Kriteri)

DF Dickey Fuller

DOLS Dynamic Ordinary Least Squares (Dinamik EKK)

Ed. Editör

EKK En Küçük Kareler Yöntemi

F-H Feldstein Horioka

FMOLS Fully Modified Ordinary Least Squares (Tam Modifiye Edilmiş EKK)

GMM Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi⁷

HNR Holtz-Eakin, Newey ve Rosen

IV Instrumental Variable (Araç Değişken)

IPS Im, Pesaran ve Shin

LLC Levin, Lin ve Chu

LR Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio)

MAIC GMM Yardımı ile Elde Edilmiş AIC kriteri

MBIC GMM Yardımı ile Elde Edilmiş BIC kriteri

MQIC GMM Yardımı ile Elde Edilmiş QIC kriteri

WB World Bank (D nya Bankası)

WDI World Development Indicators (D nya Kalkınma G stergeleri)

VAR Vector Autoregressive Models (Vekt r Otoregresif Modeller)



GİRİŞ

II. Dünya Savaşı sonrasında Bretton Woods sisteminin çöküşünün ardından, yeniden yapılanma sürecine giren gelişmiş ülke ekonomileri azalan kaynaklar nedeni ile 1970'li yıllarda finansal piyasalarda güç kaybetmeye başlamıştı. Kaynakların azalması ve etkin kullanılamaması ekonomik büyümenin yavaşlamasına neden olmuş ve yatırımcıları düşük faiz oranları ile yüksek getiri elde edebilme arayışına sokmuştur. Ticari pazarların genişletilmesini ve uluslararası ticaretin önündeki engellerin kaldırılması gerektiği uyarısını veren bu durum, 1980'li yıllarda gelişmekte olan ülkeleri de içinde kapsayan finansal serbestleşme sürecine sürüklemiştir. Gelişmiş ülkelerdeki sermaye fazlasının gelişmekte olan ülkelerdeki sermaye yetersizliğini karşılamak üzere finansal piyasalar bir dizi reformu takip ederek entegrasyon sürecine girmiştir. Gelişmiş ülkelerde artan uluslararası sermaye birikiminin beklenen kar marjını ülke içerisinde yakalayamaması ile gelişmekte olan ülkelerin yatırım fırsatlarını değerlendirme isteği finansal serbestleşme sürecini başlatmıştır. Sermayenin ekonomiler arasında serbestçe hareket etmesi olarak adlandırılan sermaye hareketliliği az gelişmiş, gelişmekte olan ve gelişmiş ülkelerin finansal piyasalar aracılığı ile dünya pazarında serbestçe ticaret yapabilmelerini sağlamaktadır. Uluslararası sermaye hareketlerinin önündeki engellerin kalkması ile ticaret hacminin genişlemesi, refahın artmasını ve dünya tasarruf etkinliğinin korunmasını sağlamaktadır. Bu nedenle küreselleşen dünya ekonomilerinde finansal serbestleşme oldukça önemli bir olgudur.

Finansal küreselleşmeye entegre olan ülkelerin dışa açıklık oranlarının artması ve büyümesi uzun vadede ekonomik kalkınmayı olumlu yönde etkilemiştir. Ülke ekonomilerinde meydana gelen olumlu gelişmeler nedeni ile uluslararası sermaye hareketleri ve bu hareketlere yön veren ilişkiler Feldstein ve Horioka'nın dikkatini çekmiştir. Uluslararası sermayenin ne ölçüde hareketli olduğu sorusuna cevap bulmak üzere yatırımlar ile tasarruflar arasındaki ilişkiyi inceleyen Feldstein ve Horioka, 1980 yılından günümüze hala sürmekte olan bir tartışma başlatmıştır.

Prensipte açık ülke ekonomilerinin yurtiçi tasarrufları ile yurtiçi yatırımlarının birbirinden bağımsız hareket edeceği düşünülmektedir. Açık ülke ekonomilerinde ülke içinde artan tasarrufların en yüksek getiriyi sağlayacak şekilde dünya havuzundaki yatırım fırsatları ile değerlendireceği varsayımı sermayenin uluslararası alanda hareketli olması ile örtüşmektedir. Ancak Feldstein ve Horioka, yapmış oldukları çalışmada yurtiçi yatırımlar ile yurtiçi tasarrufların arasında yüksek korelasyon ilişkisine rastlamıştır. Bu durumu yurtiçi tasarruflarda meydana gelen artışların ülke içinde yatırımlara dönüşmesi olarak yorumlamış ve sermayeyi hareketsiz bulması ile eleştirilere maruz kalmıştır.

Feldstein ve Horioka'nın bulgularına açıklık getirmek amacıyla dünden bugüne farklı veri setleri, değişkenler ve yöntemler ile çalışmalar yapılmıştır. Yatay kesit veri setlerini kullanması ile eleştirilerek panel ve zaman serileri ile çalışmalar yapılmıştır. Modele dahil edilmesi gereken değişkenlerin eksik belirlenmesi sebebi ile yatırımlar ile tasarruflar arasındaki ilişkiyi açıklayabilecek farklı değişkenler kullanılmıştır. Değişkenlerin doğru hesaplanmadığı gerekçesi ile de eleştirilmiş olup ülke büyüklüğü, dışa açıklık oranı, yapısal kırılmalar ve devletin müdahale rolünün katılmaması sebepleri ile de hipoteze oldukça fazla eleştiri yöneltilmesine rağmen günümüzde hala bir bulmaca niteliği taşımaktadır.

Bu çalışmada yurtiçi yatırımlar, yurtiçi tasarruflar ve ödemeler bilançosunun bir alt kalemi olan cari işlemler dengesi ile sermaye hareketliliğinin ölçülmesini amaçlanmaktadır. Yatay kesit boyutu ile zaman serisini boyutunun bir arada bulunduğu panel veri yaklaşımı kullanılacaktır. Açık ülke ekonomileri arasından seçilmiş gelişmiş ve gelişmekte olan toplamda 25 ülke iki farklı grup altında, 1981-2013 dönemleri arasında yıllık veriler kullanılarak Panel VAR modelleri yardımı ile incelenecektir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde Feldstein – Horioka hipotezinin Panel VAR modelleri ile incelendiği çalışma, üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde; I. ve II.

Nesil Panel Birim kök testleri ve bu testler arasından bir seçim yapabilmek için panel verilerde sıklıkla karşılaşılan yatay kesit bağımlılığın varlığının araştırılmasında kullanılan testlere yer verilmiştir. Bölümün sonunda ise eşbütünleme analizinin teorik çerçevesi ortaya konularak Panel Eşbütünleme testleri tanıtılmıştır.

İkinci bölümde, Granger Nedensellik ve Vektör Otoregresif Modellerinin yapısına yer verilmiş akabinde Panel Nedensellik ve Panel Vektör Otoregresif Modelleri (PVAR) tanıtılmıştır. Stata paket program kullanıcılarına kolaylık sağlayacağı düşüncesi ile Panel VAR modelinin tahmin edilme aşamaları aktarılmıştır.

Üçüncü Bölüm ise Gelişmiş ve Gelişmekte olan ülkelerde Feldstein – Horioka Hipotezinin Panel VAR modeli ile incelendiği uygulama bölümüdür. Bu bölümde, çalışmada yer alan değişkenlere ait panel birim kök testleri uygulanarak durağanlık seviyeleri tespit edilmiş ve durağanlık seviyeleri tespit edilen değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı panel eşbütünleme analizi ile araştırılmıştır. Son olarak çalışmada bulunan değişkenlerin kısa dönem dinamikleri incelenmiş ve analiz sonuçları değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. PANEL BİRİM KÖK VE PANEL EŞBÜTÜNLEME ANALİZİ

Panel veriler genel olarak birimlere ait gözlemlerin belli bir zaman aralığında incelenmesi ile elde edilmektedir. Bu nedenle panel veriler yatay gözlem boyutunu temsil eden i alt indisi ile zaman gözlem boyutunu temsil eden t alt indisi olmak üzere iki boyuttan oluşmaktadır. Hsiao (2003) panel verileri; zaman boyunca gözlemlenen birimler ile beraber birimlere göre değişim gösteren seriler¹ olarak tanımlanmıştır. 1986 yılında Hsiao'nun “ Panel Veri Analizi (Panel Data Analysis)” kitabının ilk basımı esnasında Sosyal Bilimler Alıntı İndeksi (Social Sciences Citation Index)'ne göre literatürde “panel veri” veya “longitudinal veri” anahtar kelimelerini içeren yirmi dokuz çalışma bulunmaktadır. 2004 ve 2005 yılları itibari ile çalışma sayıları sırası ile altıyüz seksen yedi ve yediyüz yetmiş üç'e yükselmiştir. Yine Hsiao'ya göre metodolojinin genişlemesi ve uygulamada panel veriler ile yapılan çalışma sayısının artması Balestra ve Nerlove'un 1966 çalışması ile ilerleme bulmuştur.

Panel verinin yatay kesit veriler üzerinde sağlayacağı temel avantajlardan bir tanesi, bireyler arasındaki davranış farklılıklarını modellenenebilir olabilmesindeki esneklikten kaynaklanmaktadır². Birimleri zamana göre değişkenlik gösteren bu serilerin durağan olmaları yapılacak analizlerin tutarlılığı açısından önem arz etmektedir. Bu nedenle sürecin durağanlık kavramının birim kök testleri yardımıyla incelenmesi gerekmektedir. Geleneksel zaman serilerinden türetilerek oluşturulmuş panel birim kök testleri, geleneksel zaman serileri ile yapılan birim kök testlerine kıyasla geçmişi daha yakın bir zamana dayanmakta ve günümüzde oldukça yaygın olarak kullanılmaktadır.

Son yıllarda özellikle makro düzeyde meydana gelen çalışmaların artması ile zenginleşen panel veri çalışmaları, hem yatay kesit (N) hem de zaman serisi (T) gözlemlerinin görece yüksek olduğu serilerle çalışılmasına olanak sağlamıştır³. Panel verilerde birim boyutu ile beraber zaman boyutunun da analize dahil edilmesi ile verilerde yaşanan artışlar durağanlığın araştırılmasını gerektirmektedir Zaman serisi çalışmalarında birim kökün varlığının saptanması amacıyla yapılan çalışmalar

¹ Cheng Hsiao, **Analysis of Panel Data**, 2.Basım, Cambridge University Press, 2003, s.1.

² William H. Green, **Econometric Analysis**, 7. Basım, England: Pearson, 2012, s.385.

³ Badi H. Baltagi, **Econometric Analysis of Panel Data**, 4.Basım, John Wiley&Sons Ltd., 2008, s.273.

araştırmacılar tarafından ekonometrinin ayrılmaz bir parçası haline gelmiştir. Ancak panel verilerde birim kökün araştırılma ve uygulanma süreci nispeten daha güncel bir içerik taşımaktadır. Geliştirilen panel birim kök testleri, verilerin zaman ile yatay kesit boyutunu içermesi nedeni ile geleneksel zaman serisi birim kök sınamalarından daha güçlüdür⁴. Panel verilerle durağanlığın araştırılmasının temel nedenlerinden biri, zaman serisinin eksik kaldığı hususlarda panel birim köklerinin içerdiği yatay kesit verilerle elde edilen tahminlerin daha kesin sonuçlar vermesidir. Bir ikincisi ise mikro düzeydeki çalışmaların artması ile zenginleşen veri seti, artan gözlem sayısı ile durağanlığın ölçülmesini gerektirmektedir. Mikro dinamik ve makro dinamik etkilerin sadece yatay kesit veya zaman serisi ile tahmin edilmesi ile elde edilen sonuçlar panel veri tahminlerine kıyasla daha zayıf kalmaktadır. Testin gücünün artması yatay kesit verileri ile doğru orantılı artmaktadır. Zaman serisi yerine panel veri modellerinin kullanımının pozitif üçüncül etkisi ise alışlagelmiş dağılımlar dışında panel veri analizi test istatistiklerinin asimptotik dağılımlarının olağan ekonometrik dağılımlarla normale yakınsamalarından ziyade normal dağılması olarak belirtilebilir⁵. Panel veri yöntemlerinin bir başka avantajı olarak, testlerin momentlerinin asimptotik olarak normal dağılmasına karşılık zaman serisi analizinin simülasyona ihtiyaç duymasındır. Yatay kesit boyut ile birleşen zaman serileri sonucunda elde edilen panel veriler ile yapılan panel birim kök testlerinin zaman serisi birim kök testlerinden en önemli farkı asimptotik özelliklerinin etkilenmiş olmasıdır. Bu nedenle, yatay kesit bağımlılığın varlığı farklı birim kök testlerinin geliştirilmesine neden olmuştur.

1.1.PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Çeşitli birimler içeren panel veriler ile geliştirilen panel birim kök testleri, hipotezlerin kuruluşu ve test istatistiklerinin hesaplanması açısından Dickey Fuller(DF,1979)⁶ ve Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF,1981)⁷ ile benzerlik

⁴ Mario Cerrato ve Nicholas Sarantis, “A Bootstrap Panel Unit Root Test Under Cross Sectional Dependence with an Application of PPP”, **Computational Statistics & Data Analysis**, Vol.51, 2007, s.4028.

⁵ Kaddour Hadri, “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, **Department of Economics & Accounting, Econometrics Journal**, Vol.3, 2000, s.149.

⁶ David A. Dickey ve Wayne A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Association**, Vol.74, 1979, s. 427-431.

⁷ David A. Dickey ve Wayne A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Econometrica**, 49, 1981, 1057-1072

göstermektedir. Ancak analizde kullanılan bireyler, firmalar, ülkeler, şehirler gibi birimler panel verinin heterojen⁸ olmasına neden olmaktadır. Bunun en belirgin örneği Summers ve Heston (1991) verilerinde gözlenebilir. Yatay kesit ve zaman serisilerinin bir arada gözlendiği panel verilerin birim ve zaman olmak üzere iki boyuttan oluşması, açıklayıcı değişkenlerin parametrelerinde bir spesifikasyon hatasına neden olabilmektedir. Bu spesifikasyon hatası parametre heterojenliğinin etkilenmesi olarak adlandırılır. Heterojenliğin göz ardı edilmesi, ilgilenilen parametrelerin tutarsız ve anlamsız tahminlerine neden olmaktadır⁹. Heterojenliğin bu durumu panel veri ekonometrisinde temel bir nokta oluşturmaktadır. Zaman serisinde heterojenlik birim kökün varlığı açısından bir problem teşkil etmezken, panel verilerinde farklılık göstermektedir. Panel birim kök testleri heterojenlik ile beraber otoregresif parametrelerin tahminlerine dayalı varsayımları da dikkate almaktadır. Ele alınması gereken bir başka durum ise, tesadüfi çekildiğinde göz ardı edilebilen yatay kesit bağımlılığın özellikle ülkeler, bölgeler ve şehirler gibi birimlerle çalışıldığında göz ardı edilemeyeceğidir.

Yatay kesit bağımlılık, yatay kesit birimler arasındaki etkileşim olarak tanımlanabilmektedir¹⁰. Bu etkiler yatay kesit boyutu oluşturan hane halkı, firma ve bireylerin varlığından oluşabileceği gibi bireyler arasındaki davranışsal ilişkiden ve gözlemlenemeyen etkilerden de kaynaklanabilmektedir. Panel veriler için oldukça önem taşıyan yatay kesit bağımlılık ve bu bağımlılığın saptanması uygulanacak panel birim kök testlerinin seçiminde rol oynamaktadır.

Panel birim kök testleri birimler arasında yatay kesit bağımlılığın varlığına göre literatürde I. ve II. Nesil panel birim kök testleri olarak ayrılmaktadır. I. Nesil Panel Birim Kök testleri yatay kesit bağımlılığın olmadığı, yatay kesit bağımsızlık varsayımı altında kullanılırken II. Nesil Panel Birim Kök testleri yatay kesit

⁸ Heterojenlik, modelde bulunan parametrelerin (sabit ve eğim katsayılarının) birimlere göre değişkenlik göstermesi anlamına gelmektedir.

⁹ Hsiao, s.8

¹⁰ Badi H. Baltagi, Qu Feng ve Chihwa Kao. "A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in Fixed Effects Panel Data Model". **Journal of Econometrics**. Vol.170, 2012, ss.164.

bağımlılığın varlığı altında kullanılmaktadır. **Tablo.1'**de Panel birim kök testlerine ait ayrımlar gösterilmiştir.

Tablo 1. I. ve II. Nesil Panel Birim Kök Testleri

Panel Birim Kök Testleri	Varsayım
I.Nesil Panel Birim Kök Testleri	Yatay Kesit Bağımsızlık
	Levin, Lin ve Chu (2002) Harris ve Tzavalis (1999) Breitung (2000) Im, Pesaran ve Shin (2003) Maddala ve Wu (1999) Choi (2001) Hadri (1999)
II. Nesil Panel Birim Kök Testleri	Yatay Kesit Bağımlılık
	Moon ve Perron (2004) Bai ve Ng (2004) Choi (2002) Pesaran (2007) Chang (2003)

1.1.1. I.Nesil Panel Birim Kök Testleri

Yatay kesit boyutunun, zaman boyutundan fazla olması sebebi ile panel verilerde oldukça sık karşılaşılan yatay kesit bağımlılık panel veriler ile yapılan birim kök testlerinin ayrışmasına neden olmuştur. Daha etkin ve tutarlı sonuçlar elde edilmesi amacı ile yatay kesit bağımsızlık durumunda uygulanan panel birim kök testleri bu başlık altında incelenecektir.

1.1.1.1. Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002)¹¹ Testi

LLC testi stokastik bir süreçte sahip $\{y_{it}\}$ serisinin $i = 1, 2, 3, \dots, N$ birim ve her birimin $t = 1, 2, 3, \dots, T$ zamanı boyunca gözlemlendiği bir süreçte sahip olduğunu varsayar. Her bir birim için $\{y_{it}\}$ 'nin tümleşik olup olmadığı belirlenmeye çalışılır. Tek değişkenli zaman serilerinde olduğu gibi, her bir regresyon bir kesme ve/veya zaman trendi içerebilir. Panelde içerisindeki her bir birimin özdeş olarak birinci dereceden kısmi otokorelasyona sahip olduğu ancak hata sürecindeki diğer tüm parametrelerin birimler boyunca değiştiği varsayılmaktadır. $\{y_{it}\}$ 'nin aşağıdaki üç modelden biri olarak üretildiğini varsayılmaktadır:

$$\text{Model 1: } \Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.1)$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.2)$$

$$\text{Model 3: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 t + \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.3)$$

Burada $i = 1, \dots, N$ için $-2 \leq \rho \leq 0$ olmaktadır¹².

$H_0: \rho = 0$ hipotezine karşılık alternatif hipotez olan $H_1: \rho < 0$ kesmesiz ve trendsiz yapı üzerinde sınanmaktadır. (1.1.2) modeli $\{y_{it}\}$ birime özel ortalamaya sahipken ve trend unsuru içermemektedir. Bu durumda sıfır hipotezi $\alpha_{0i} = 0$ 'ın bütün i 'ler (tüm birimler) $H_0: \rho = 0$ ve için alternatif olarak $H_1: \rho < 0$ hipotezini ile sınamaktadır ($\alpha_{0i} \in R$). (1.1.3) no'lu modelde $\{y_{it}\}$ serisi birimlere özel ortalama ve trend unsurlarını içerirken sıfır hipotezine ($H_0: \rho = 0$) karşılık olarak alternatif

¹¹ Andrew Levin, Chein-Fu Lin ve C.S.J. Chu, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", **Journal of Econometrics**, Vol.108, 2002, s.1-24.

¹² $-1 \leq \rho \leq 1$ arasında yer alan serisel korelasyon (otokorelasyon) katsayısı burada $-2 \leq \rho \leq 0$ sınırları arasında verilmiştir. Alt limitin "-2" olarak belirlenmesi modelde yer alan bir gecikmeden kaynaklanmaktadır.

hipotezi $H_1 = \rho < 0$ ile sınanmaktadır ($\alpha_{1i} \in R$). Sonuç olarak her üç modelde de hipotezler aşağıdaki gibi ileri sürülmektedir.

H_0 : Seride genel bir birim kök vardır.

H_1 : Seride genel bir birim kök yoktur.

Temel hipotezinde tüm serilerin durağan olmadığı ifadesine karşılık alternatif hipotezde bütün serilerin durağan olduğu belirtilmektedir. Johansen'in (1992) çalışmasında bahsedildiği gibi tek değişkenli zaman serilerinde de olduğu gibi panel veri çalışmalarında da bir deterministik trend unsuruna (ya da kesme terimine) seriyeye eklenmesi gerektiği halde yer verilmemişse birim kök testleri tutarsız olacaktır. Bu tersi durumda da geçerlidir. Campbell ve Perron (1991) çalışmalarında test aşamasında eklenmesi gerekebilecek deterministik trend unsurlarının neler olabileceğine dair incelemeler yapmıştır. Notasyonda basitlik sağlamak amacı ile d_{mt} deterministik trend vektörünü ve modeller ile uyumlu katsayılar vektörü α_m ($m = 1, 2, 3$) için sırasıyla $d_{1t} = \{ \}$ (kesmesiz ve trendsiz), $d_{2t} = \{1\}$ (kesmeli ve trendsiz), $d_{3t} = \{1, t\}$ (kesmeli ve trendli) olarak belirlemiştir.

Testin birinci adımında her bir i.birim için aşağıda (1.1.4) no'lu ADF regresyonu tahmin edilerek, birimler boyunca değişkenlik gösteren gecikme uzunluğu p_i Campbell ve Perron (1991)'un önerdiği ve Hall (1990) tarafından geliştirilen uygun gecikme uzunluğunu bulma metodu ile elde edilebilmektedir.

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{it-j} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.4)$$

Bu metod, T gözlem uzunluğunda, maksimum gecikme sayısı p_{max} seçilerek, $\hat{\theta}_{ij}$ 'ye ait t-istatistikleri yardımıyla daha küçük bir gecikme sayısının tercih edilip edilemeyeceği yoluyla gerçekleşmektedir. Bu t-istatistiklerinin sıfır hipotezi ($\hat{\theta}_{ij} = 0$) altında standart normal dağılıma sahiptir olduğu belirtilmiştir.

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra iki yardımcı regresyon ile ortogonal¹³ artıklar aşağıdaki (1.1.5) ve (1.1.6) modelleri yardımı ile tahmin edilir.

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\theta}_{ij} \Delta y_{it-j} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (1.1.5)$$

$$\hat{u}_{it-j} = y_{it-j} - \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\theta}_{ij} \Delta y_{it-j} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (1.1.6)$$

Kesit verilerden kaynaklanan heterojenliği gidermek için $\hat{e}_{it}$ ve $\hat{u}_{it-j}$ artıkları (1.1.4) denkleminin standart hatası (σ_{ε_i}) ile aşağıdaki gibi standardize edilir.

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i} = \frac{1}{T - p_i - 1} \sum_{t=p_i+2}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\rho}_i \hat{v}_{it-1})^2$$

(1.1.4) no'lu modelin tahmini standart hatası ile elde edilen standartlaştırılan $\hat{e}_{it}$ ve $\hat{u}_{it-j}$ artıkları sırası ile $\tilde{e}_{it}$ ve $\tilde{u}_{it-1}$ olarak belirtilmiş ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

¹³ Panel verilerle oluşturulan regresyon modelinde hata terimi ile bağımsız değişken ve ya değişkenlerin korelasyonsuz olması ortogonalite koşulu olarak adlandırılır. Ortogonal artıklar ise bağımsız değişkenler ile korelasyonsuz hata terimlerini ifade etmektedir.

$$\tilde{e}_{it} = \frac{\hat{e}_{it}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}}, \quad \tilde{v}_{it-1} = \frac{\tilde{v}_{it-1}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}}$$

Kısa ve uzun dönem standart sapmalar ana model yardımı ile tahmin edilir.

$$\sigma_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{j=1}^{\bar{K}} w_{\bar{K}j} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+j}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-j} \right]$$

$\bar{K}$ veriye bağlı bilinmeyen bağımsız bir gecikmeyi ifade ederken, $w_{\bar{K}j} = 1 - (j/(\bar{K} + 1))$ olarak hesaplanır. Her bir yatay kesit birim için hesaplanacak standart sapma ise $\hat{s}_i = \hat{\sigma}_{Yi}/\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$ yardımı ile hesaplanmaktadır. t - test istatistiğinin hesaplanmasına kullanılacak ortalama standart sapma (S_N);

$$\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i$$

olarak hesaplanırken t – istatistiği ise aşağıdaki eşitlik yardımı ile hesaplanmaktadır.

$$t_{\delta}^* = (t_{\delta} - (N\bar{T})\hat{S}_N\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{-2}STD(\hat{\rho})\mu_{M\bar{T}}^*) / \sigma_{MT}^*$$

Burada $\mu_{M\bar{T}}^*$ ve σ_{MT}^* Monte Carlo simülasyonu ile üretilen Lin ve Levin'e ait sırasıyla ortalama ve standart sapma kavramlarını ifade etmektedir. Hesaplanan Levin, Lin ve Chu (2002) test istatistiği LLC tablo değerleri ile karşılaştırılarak H_0 hipotezinin reddi durumunda serinin birim kök içermediği ve durağan olduğu sonucuna varılır. Test (N: 10-250) ve her bir birim için (T: 25-250) gözlem aralığında orta ölçekli serilere

uygunluk sağlaması için uyarlanmıştır. Birime özel kesme terimleri ve zaman trendleri dikkate alınmaktadır. LLC birim kök testi kendi sınırlarını oluşturmuş bir testtir. Birimler arası bağımsızlık varsayımı altında çalışan LLC testi serideki tüm birimlerin tek bir birim köke sahip olduğu hipotezi ile sınanmaktadır. LLC test istatistiği parametresi t_{δ}^* asimptotik olarak $N(0, 1)$ dağılıma sahiptir. Asimptotik olarak $\sqrt{N_T}/T \rightarrow 0$ koşulunu gerektirir. Ancak mikro panel çalışmalarda artan N_T , T 'den daha hızlı büyüyeceği için $N_T/T \rightarrow 0$ ya da $N_T/T \rightarrow$ sabit olması yeterli olmakla birlikte bir koşul değildir. Ayrıca Levin, Lin, Chu (2002) testi serinin dengeli panel¹⁴ olma şartını taşımaktadır.

1.1.1.2. Harris ve Tzavalis (1999) Testi

Harris ve Tzavalis (1999) testi, Levin, Lin ve Chu (2002) testine benzerlik gösteren daha basit bir testtir. Model tek bir otoregresif katsayının sınanması ile seride genel bir birim kök olduğu sıfır hipotezi üzerine kuruludur. Sabit etkiler ve birimlere ait deterministik trend unsurları panel veri modeline dahil edilmiştir. (T) zaman boyutunun sabit, (N) yatay kesit verisinin sonsuza gittiği kabul edilen bu testte panelin dengeli olması tercih edilmiştir. Harris ve Tzavalis (1999) panel birim kök testi asimptotik birinci dereceden otoregresif birim kök testini, aralarında serisel korelasyon olmayan panel veriler $N \rightarrow \infty$, T sabit için geliştirilmiştir. Bir çok ampirik çalışmada yatay kesit verilerin zaman serisi verilerine kıyasla daha geniş olması nedeni ile T 'nin bu çalışmada sabit kalmasında olağandışı bir durumun olmadığı¹⁵ savunulmaktadır. Harris ve Tzavalis (1999) testi, normalleştirilmiş en küçük kareler tahmincileri ile otoregresif katsayıların tahmin edilmesi üzerine kurulmuştur. LLC (2002) testinde olduğu gibi Harris ve Tzavalis (1999) testinde de aşağıda verildiği üzere üç farklı model üzerinde durağanlık analizi yapılmaktadır.

$$\text{Model1: } y_{it} = \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.7)$$

¹⁴ Tüm birimlerin analize konu olan zaman aralığı boyunca gözlenen panellere “dengeli panel” denilmektedir.

¹⁵ Richard Harris, Elias Tzavalis, “Inference For Unit Roots in Dynamic Panels Where The Time Dimention is Fixed”, **Journal of Econometrics**, Vol.91, 1999, s.201-226.

$$\text{Model 2: } y_{it} = \alpha_i + \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.8)$$

$$\text{Model 3: } y_{it} = \alpha_i + d_i t + \rho y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1.1.9)$$

(1.1.7) modeli kesme ve deterministik trend bileşenlerini içermemekte ve homojen¹⁶ bir yapıyı temsil etmektedir. (1.1.8) modeli sıfır hipotezi altında kesme teriminin dahil olduğu birim köklü heterojen yapıyı, (1.1.9) modeli ise heterojen sabit etkiler ile deterministik trend bileşeninin içerdği süreci ifade eder.

Her bir modelin sıfır hipotezi tüm birimlerin aynı otoregresif parametreyi içerdği ifadesi üzerine kuruludur. Sıfır hipotezinde durağanlığın araştırıldığı $H_0 : \rho = 1$ hipotezine karşılık seride birim kökün olduğu hipotez $H_1 : \rho < 1$ olarak ifade edilir. Sıfır hipotezi altında $\rho = 1$ olarak belirlenen otoregresif parametre “ ρ ”nin Grup içi tahmincisi

$$\hat{\rho} - 1 = \left[\sum_{i=1}^N y'_{i,t-1} \quad Q_{T,yi-1} \right]^{-1} \cdot \left[\sum_{i=0}^n y'_{i,-1} \quad Q_{T,vi} \right]$$

olarak tahmin edilir. (1.8) modelinde gecikmeli değerler dışında bir açıklayıcı (regresör)¹⁷ bulunmadığından $Q_T = I_T$, I_T ($T \times T$) boyutunda birim matrisli otoregresif parametre tahmincisi “ ρ_{LSP} ” havuzlanmış en küçük kareler ile, (1.1.9) modelinde yer alan kesme parametrelili model e_T , T boyutunda sütun vektör ve T gecikme sayısı olduğunda; $Q_T = M_T = (I_T - (1/T)e_T e_T')$, “ $\hat{\rho}_{LDSV}$ ” gölge değişkenli en küçük kareler tahmincisi ile son olarak (1.9) modelinde ise $Z_T = (e_T, \tau_T)$ ve $\tau_T' = (1, \dots, T)$ olduğunda; $Q_T = I_T - Z_T(Z_T' Z_T)^{-1} Z_T'$, $\hat{\rho}_{LSDVT}$ deterministik trendli ve gölge değişkenli en küçük kareler tahmincisi ile tahmin edilmektedir. Her bir modele ait birim kök test istatistikleri, taşıdıkları koşullar itibarı ile şekillenmektedir.

¹⁶ Homojenlik, modelde yer alan tüm parametrelerin (sabit ve eğim katsayılarının) birimlere ve zamana göre değişkenlik göstermemesi anlamına gelmektedir.

¹⁷ “Regressor” olarak ifade edilen terim “açıklayıcı” olarak ele alınacaktır. Endojen regresörler “içsel açıklayıcı” terimler olarak belirtilirken ekzojen regresörler “dışsal açıklayıcı” terimler olarak belirtilecektir.

Test istatistiğinin asimptotik normal dağıldığı varsayımı altında (1.1.7) no'lu modele ait Harris ve Tzavalis (1999) Panel Birim Kök Test istatistiği $\sqrt{N}(\hat{\rho}_{LSP} - 1) \xrightarrow{L} N(0, C_1)$ iken C_1 varyans ile dağılır. $\xrightarrow{L}$ dağılımda yakınsamayı ifade eder. $C_1 = 2\{T(T-1)\}^{-1}$ olarak hesaplanır. $\sqrt{N}(\hat{\rho}_{LSP} - 1)$ ise grup içi tahmincisi $\hat{\rho} - 1$ 'den türetilerek $(\hat{\rho}_{LSP} - 1) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it-1} v_{it} / \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it-1}^2$ olarak hesaplanır. (1.1.8) no'lu model ait Harris ve Tzavalis (1999) Panel Birim Kök Test İstatistiği $\sqrt{N}(\hat{\rho}_{LSDV} - 1 - B_2) \xrightarrow{L} N(0, C_2)$ iken " ρ_{LSDV} " de oluşabilecek tutarsızlığı düzeltmek amacı ile C_2 varyansı ile normal dağılmaktadır. $B_2 = \text{plim}_{N \rightarrow \infty} = -3(T+1) - 1$ olarak hesaplanmaktadır. C_2 ise, $C_2 = \{3(17T^2 - 20T+17)\}\{5(T-1)(T+1)^3\}^{-1}$ eşitlikleri ile hesaplanmaktadır. Son olarak deterministik bileşenlerin eklenmesi ile elde edilen (1.1.9) no'lu model ait Harris ve Tzavalis (1999) Panel Birim Kök Test İstatistiği $\sqrt{N}(\hat{\rho}_{LSDV} - 1 - B_3) \xrightarrow{L} N(0, C_3)$ iken C_3 varyans ile normal dağılmaktadır. $C_3 = \{15(193T^2 - 728T + 1147)\}\{112(T+2)^3(T-2)\}^{-1}$ olarak hesaplanırken $B_3 = \text{plim}_{N \rightarrow \infty}(\hat{\rho}_{LSDV} - 1) = -15\{2(T+2)\}^{-1}$ ile hesaplanmaktadır.

Harris ve Tzavalis'e ait testler; otoregresif katsayının standartlaştırılmış en küçük kareler tahmincisi üzerine kurulmuş olup, kararsızlığı uygun ölçütlerde düzeltilmiştir. Bu kararsızlık sabit etkiler ve birimlere ait deterministik trend unsurlarının modele eklenmesinden kaynaklanmakta olup, aynı zamanda T'den etkilenmektedir. Testin gücü yerel alternatiflerden Dickey Fuller Testleri ile kıyaslandığında, artan N nedeni ile daha güçlü olduğu saptanmıştır¹⁸. Zaman boyutunun sabit, yatay kesit boyutunun sonsuz kabul edilmesi sebebiyle LLC testinden ayrılan Harris ve Tzavalis (1999) testi mikro panel çalışmaları için daha uygun bulunmuştur.

1.1.1.3. Breitung (2000) Testi

Breitung (2000), Im, Pesaran ve Shin (2003) testinin bireysel trendlerin varlığında oldukça fazla güç kaybına uğradığını ve deterministik trende karşı hassas

¹⁸ Harris, Tzavalis, s.216.

olduğunu belirtmiştir¹⁹. Breitung testi heterojenliğin olmadığı varsayıldığı parametreler ile sınınanmaktadır. Ancak verideki heterojenliği de görmezden gelmek sapmasız parametre tahminlerine neden olmaktadır. LLC (2002) ve Im, Pesaran ve Shin (2003)'in ortaya atmış oldukları sapması düzeltilmiş t- istatistiklerinin testin gücünü düşürmesine karşılık Breitung (2000) düzeltilmiş sapmalara gerek duymayan, LLC ve Im, Pesaran ve Shin (2002) testlerinden daha güçlü bir düzeltilmiş t-istatistiği geliştirmiştir. Veri üretme sürecinde μ_i 'nin birim etkileri temsil ettiği genel bir model olarak (1.1.10) no'lu model ele alınacak olursa;

$$y_{it} = \mu_i + \beta_i t + x_{it} , \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.1.10)$$

modeli ile y_{it} tahmin edilebilmektedir. Burada otoregresif bir süreçte olan x_{it} , (1.1.11) no'lu eşitlikte olduğu gibi ifade edilmektedir.

$$x_{it} = \sum_{j=1}^{p+1} \alpha_{ij} x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.11)$$

ε_{it} 'nin $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$ ve beyaz gürültü²⁰ olduğu belirtilmiştir. Breitung LLC ve Harris ve Tzavaris (1999)'de olduğu gibi seride genel bir birim kök olmadığına dair analizinde aşağıda da belirtildiği üzere sıfır hipotezinde fark durağan, alternatif hipotezi ise trend durağan süreç ($\rho_i < 0$) altında oluşturmaktadır.

$$H_0: \rho_i \equiv \sum_{j=1}^{p+1} \rho_{ij} - 1 = 0 \quad i = 1, \dots, N$$

¹⁹ Dimitris K. Christopoulos ve Efthymios G. Tsionas, "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests", **Journal of Development Economics**, Vol.73, 2004, s.55-74.

²⁰ Sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ardışık bağımlı olmayan, olasılıklı hata terimi ifade edilmektedir (white noise).

Breitung (2000) testinin avantajlarından biri; birimlere özgü kısa dönem dinamiklerinin modelde bulunmasına izin vererek bu birimler $E(y_{it} - y_{i0}) = \beta t$ olduğunda $\rho = 0$ sıfır hipotezi hipotezi altında ε_{it} ile korelasyonlu olmaktadır. Bu dönüşüm ile t – istatistikleri standart normal limit dağılımına sahiptir.

Alternatif hipotez $\rho_i < 0$ durumunda trend durağan süreç geçerlidir. $\rho = 0$ 'a karşılık test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır²¹.

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

Öncelikle Δy_{it} ve $y_{i,t-1}$ regresyonlarından sırası ile u_{it} ve $w_{i,t-1}$ artıkları elde edilir. Heteroskedastisite'nin var olabilmesi nedeniyle seriler $\tilde{u}_{it} = u_{it}/\sigma_i$ ve $\tilde{w}_{it} = w_{it}/\sigma_i$ olarak standartlaştırılır. σ_i , u_{it} 'nin varyansından elde edilmektedir. Testin asimptotik özelliklerinin belirlenebilmesi için N ve T'ye ait özelliklerin de belirlenmesi gerekmektedir. Breitung (2000) analizinde $(T, N \rightarrow \infty)_{seq}$ ²² ile ifade edilmiş ardışık limit teoremini uygulamak uygundur. Burada $T \rightarrow \infty$, $N \rightarrow \infty$ tarafından takip edilmektedir. Breitung (2000) testi istatistiği $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ 'a giderken asimptotik olarak normal dağılmaktadır, ancak yapılan Breitung'a ait Monte Carlo çalışmaları ($T=30$, $N=20$) küçük örnekler için denenmiştir²³.

1.1.1.4.Im, Pesaranve Shin (IPS, 2003) Testi

Özellikle son zamanlarda dinamik panel veri modellerine olan ilginin artması ile panel birim kök testleri de homojen ve heterojen panel ayırımları dikkate alınarak

²¹ Jörg Breitung, "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", **Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes**, Vol.69, No. 1999, s.7

²² Ardışık limit teoremi "sequential limits" olarak ifade edilmiş ve dağılımın yapısı alt indiste "seq" olarak belirtilmiştir.

²³ Ferda Yerdelen Tatoğlu, **İleri Panel Veri Analizi**, 1.Basım, İstanbul: Beta Yayıncılık, 2012, s.207.

gruplandırılmıştır. T zaman gözleminin dar olmasından kaynaklı ağırlık homojen paneller üzerineydi. Ancak son 10 yılda çeşitli endüstri, bölge, ülke ve firma bazlı mikro ölçekli verilerin artması ile “pseudo panelleri”²⁴ olarak adlandırılan seriler oluşturulmaya başlanmıştır. Mikro ölçekli serilerin artması ile gündeme gelen sorunların başında geleneksel kuramın homojenlik varsayımının en iyi ne şekilde analiz edileceği yer almaktadır. Dinamik heterojen panellerin havuzlanmış tahmincilerle tahmininin tutarsızlığı Pesaran ve Smith (1995) tarafından kanıtlanmıştır. Im, Pesaran ve Smith (IPS, 2002) testi ise bahsi geçen “pseudo” panelleri ile panel birim kök uygulamasını yerine getirmektedir. Birimler arasında heterojenliğe izin verdiği varsayımı altında serisel korelasyonun hata terimlerinde yer alma ve almama durumuna göre şekillen test istatistiklerinde, ρ 'nun birimlere göre değer alıp almayacağı sıfır ve alternatif hipotez kısıtları altında belirlenecektir.

H_0 : seride bütün birimlerde birim kök vardır

H_1 : seride en az bir birimde birim kök vardır.

Temel hipotezinde tüm serilerin durağan olmadığı ifade edilirken, alternatif hipotezde en az bir serinin durağan olmadığı belirtilmektedir. Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003) panel birim kök testi serisel korelasyonun olmadığı hata terimlerinin analizinde Dickey Fuller (1979) modelinden yola çıkarak “ y_{it} ” birinci dereceden otoregresif bir süreçten elde edilirse;

$$y_{it} = (1 - \rho_i)\mu_i + \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} , \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1.1.12)$$

olmaktadır. $\alpha_i = (1 - \rho_i)\mu_i$, $\beta_i = -(\rho_i)$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ olarak tanımlansın. $\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ eşitliğinde sıfır hipotezi tüm i'ler için $H_0: \rho_i = 0$ olarak

²⁴ Bazı durumlarda gerçek bir panel veri seti bulabilmek mümkün olamamaktadır. Bu gibi durumlarda pseudo panelleri kullanılarak tekrarlanan yatay kesitlerden veri oluşturulur. İngiltere'ye ait tüketici harcamalarına ait panel veriye ulaşılamamaktadır. Bu sebeple araştırmacıların aile harcamaları anketinden tesadüfi bir örnek kütle çekerek veri oluşturmaları “pseudo panelleri” için örnek olarak verilebilir.

tanımlanacaktır. Alternatif hipotez ise buna karşılık $H_1: \rho_i < 0$ olacaktır. Bu formülasyona bakıldığında alternatif hipotez altında bazı birimlerin (hepsi değil) birim köke sahip olmasına izin verilmiştir²⁵. $(\tilde{t}_{iT})$ test istatistiği H_0 hipotezi altında $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ için;

$$\tilde{t}_{iT} = \frac{\Delta y'_i M_\tau y_{i,t-1}}{\tilde{\sigma}_{iT} (y'_{i,t-1} M_\tau y_{i,t-1})^{1/2}}$$

olarak hesaplanır. Formülde yer alan ifadeler; $\tau_T = (1, 1, \dots, 1)'$, $M_\tau = I_T - \tau_T (\tau'_T \tau_T)^{-1} \tau'_T$ ve $\hat{\sigma}_{iT}^2 = \frac{\Delta y'_i M_{x_i} \Delta y_i}{T-2}$ olarak belirlenir. IPS(2003) testi hata terimlerinin serisel korelasyonlu olduğu durumda tanımlanan ADF modeli

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T. \quad (1.1.13)$$

olarak oluşturulur. Bu model alternatif hipotez altında her bir birimin birim kök testlerinin ortalamasını temel alan $\bar{t}_{bar}$ test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanır.

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

Her iki hipotez koşulu altında hesaplanan t istatistikleri standart normal dağılıma uygunluk gösteren Z_{tbar} istatistiği $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$

$$Z_{\bar{t}_{bar}}(p, \rho) = \frac{\sqrt{N}[\bar{t}_{bar} - E(\bar{t}_T)]}{\sqrt{Var(\bar{t}_T)}}$$

²⁵ So Kung Im, M.Hassem Pesaran ve Yongcheol Shin “Testin for Unit Roots in Heterogenous Panels”, *Jornal of Econometrics*, 2003, s.53-74.

ile hesaplanır. t-bar test istatistiklerinin güçlü sonuçlar verebilmeleri için $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ koşulu ile uyumlu hareket etmeleri gerekmektedir. IPS testinde dengeli panel şart değildir. Ancak birimlerin zaman gözlemlerinin dengeli (tam) olması beklenmektedir. Bununla beraber, ADF regresyon sıralarının dizilimine önem verilmelidir. IPS testi, heterojen panellerin artıklarında serisel korelasyon olma ve olmama durumlarına göre hareket etmektedir. $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ 'a giderken örneklerin performansı LLC testindeki performanstan çok daha iyi olduğu sonucu IPS (2003) Monte Carlo denemelerin sonucunda belirlenmiştir²⁶.

1.1.1.5.Maddala ve Wu (1999) Testi

LLC ve IPS testlerindeki bazı eksikliklerden dolayı Maddala ve Wu (1999) Fisher-p testinden yola çıkarak Fisher ADF testini geliştirmiştir. Fisher ADF testi açıklığa kavuşturulmadan önce LLC ve IPS testlerinde Maddala ve Wu (1999) tarafından görülen eksikliklere değinilecek ve bu eksiklikler maddelenecektir.

- LLC testi kurulan hipotezleri ile oldukça sınırlayıcı bir özellik taşımaktadır. Tüm birimlerde birim kökün varlığı ve yokluğu hipotezleri uygulamada kullanışlı bulunmamıştır.
- IPS testi LLC testinden türetilerek geliştirilmiş bir panel birim kök testidir. Ancak birimlere ait t-istatistiklerinin bir araya getirilmesi ile oluşturan t-istatistikleri nedeni ile eleştiri görmüştür.
- IPS testinde otoregresif parametrenin heterojen olduğu varsayımına karşılık LLC testinde otoregresif parametrenin homojen kabul edilmesi, IPS testinin uygulamada daha anlamlı sonuçlar vermesine ve karşılaştırmalı üstünlük kazanmasına neden olmaktadır.
- Fisher testi ile IPS testi birbirine benzer yapılar taşımaktadır. Ancak Fisher testi anlamlılık düzeylerinin birleştirilmesinden oluşurken, IPS testi test istatistiğinin birimlere ait t-istatistiklerinin bir karması olması dolayısı ile

²⁶ Baltagi, s.278.

Maddala ve Wu (1999) tarafından kıyaslanması gereken bir test olarak görülmüştür.

- Uygulamada sıklıkla karşılaşılan yatay kesit bağımlılığın varlığında LLC, IPS ve Fisher ADF testlerinin yetersiz olduğu görülmüştür. Bu nedenle testlerin farklı tekniklerle geliştirilmesi gerektiği Maddala ve Wu (1999) tarafından düşünülmüştür.

Im, Pesaran ve Shin (2002) testlerinde T'nin tüm yatay kesit birimlerde aynı gözlemlendiği ve tüm ADF regresyonlarının aynı gecikme uzunluğuna sahip olduğu belirlenmiştir. Maddala ve Wu (1999) tarafından bu varsayım parametrik olmayan Fisher'ın P_λ testinin uygulanması ile esnetilmiştir.

Maddala ve Wu (1999) Fisher p-testini geliştirerek veri üretme sürecini iki farklı model yapısı üzerinde gerçekleştirmiştir.

$$\text{Model 1: } \Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.14)$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.15)$$

(1.1.14) no'lu model sabitli model yapısını temsil ederken (1.1.15) no'lu model sabitli trendli model yapısını temsil etmektedir. Veri setini oluşturan tüm birimlerde birim kök olduğu temel hipotezine karşılık alternatif hipotezinde tüm birimlerin durağan olduğu hipotezlerini eleştiren Maddala ve Wu (1999), Fisher ADF testinde alternatif hipotezi değiştirerek bazı birimlerde birim kök varken bazı birimlerin durağan olduğu alternatif iki hipotez oluşturmuştur. Böylece oluşturulan hipotezlere bakıldığında;

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

$$H_1: \rho_i = 0 \text{ (bazı } i\text{'ler için)} \quad H_1: \rho_i < 0 \text{ (bazı } i\text{'ler için)}$$

olmak üzere farklılaştırmıştır. Böylece panel veriyi oluşturan bazı birimlerin durağan olabileceği esnekliğini teste kazandırdığı düşünülmektedir. Daha öncede bahsedildiği üzere Maddala ve Wu (1999), Fisher ADF testi ile birimlere ait olasılık (p-değerleri) değerlerini birleştirerek bir test istatistiği oluşturmuştur. Böylece her bir birim için hesaplanan P_i değeri sonucunda elde edilen test istatistiği;

$$P_\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln P_i \quad 2N \sim \chi^2$$

olarak hesaplanmaktadır. P_λ ttest istatistiği ki-kare normal dağılmaktadır. N ise yatay kesit gözlem sayısını temsil etmektedir. Her bir birime ait ayrı ayrı ADF denklemleri oluşturularak, birimlere özgü birim kök testleri yapılarak elde edilen p_i değerlerinden oluşan bu tip testler Fisher tipi – p değerli testler olarak adlandırılmaktadır. Bu nedenle literatürde Maddala ve Wu (1999) testine Fisher ADF testi olarak rastlamak da mümkündür. Maddala ve Wu (MW, 1999)’ya göre IPS ve Fisher testleri, LLC testinin “seride genel bir birim kök yoktur” alternatif hipotez kısıtlamasını esnetmektedir²⁷. IPS ve Fisher testleri Lin ve Levin (1992) testinin aksine alternatif hipotezlerini otoregresif parametrelerde heterojenlik kistası altında belirlemektedir²⁸. Ancak MW testinin IPS testine oranla avantajı; dengeli panel koşulu aramamasıdır. Maddala ve Wu (1999) testinin uygun gecikme sayısının her bir birime uygulanan birim kök testine göre farklılık göstermesi testin diğer avantajları arasında yer almaktadır. Ancak hesaplanan

²⁷ Baltagi, s.281.

²⁸ Hsiao, s.301.

her bir p değerinin Monte Carlo simülasyonu ile türetilmesi gerekmektedir²⁹. Bu nedenle IPS testi, Fisher ADF testine oranla kullanımı daha kolay bulunmaktadır.

Yapılan geliştirmeler sonucunda LLC, IPS ve Maddala ve Wu (1999) testleri yatay kesit bağımlılığın varlığında etkileyici sonuçlar verememektedir. Bu nedenle Maddala ve Wu (1999), Monte Carlo simülasyonu ile yapmış olduğu analizini Bootstrap teknikleri ile geliştirerek testin, hipotez ve test varsayımlarının gerekli dönüşümlere tabi tutarak eşbütünleme analizinde de yüksek performans gösterebileceğini ifade etmiştir.

1.1.1.6. Choi (2001)³⁰ Testi

Quah tarafından ilk analizleri yapılan panel birim kök testlerinde asimptotik normal test dağılımları önerilmiştir. Ancak bu testler “nuisance parametreler”³¹ üzerine kurulu olduğundan, tahmin edilmesi oldukça güç bulunmuştur. Choi (2001)’den önce önerilen panel birim testleri çoğunlukta aynı varsayımları taşımaktadır. Birincisi; grup sayılarının sonsuz olma varsayımının tutarlı olmadığı bu testlerde asimptotik normalite yerine gelmemektedir. Bunun birlikte uygulanacak olan test $N, T \rightarrow \infty$, $N/T \rightarrow 0$ ya da $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$ varsayımlarından birini taşımak durumundadır. İkincisi; bütün grupların aynı stokastik olmayan bileşenlere sahip olduğu düşünülmektedir. Eğer bir grup doğrusal bir trende sahipse diğer grupların da doğrusal trende sahip oldukları düşünülmektedir. Her bir gruba spesifik bir bileşen yüklemek LL ve IPS testleri için mümkün görünmemektedir. Son olarak da özellikle LLC testinde alternatif hipotez bütün birimlerin birim kök taşımadığıdır. Bazı grupların birim kök taşıdığına ilişkin testler Choi (2001) testine göre elverişsizdir. Sıralanan bu varsayımlara karşılık Choi testi bütün grupların (ülkeler, firmalar ya da bireyler) her iki hipotezde de aynı otoregresif (AR) parametresine sahip olduğu ya da olmadığı hipotezinin teoride mümkün ancak

²⁹ Maddala G.S., Wu S., “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test”, Special Issue, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 1999, s.631-652.

³⁰ In Choi, “Unit Root Tests for Panel Data”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.20, 2001, s.249-272.

³¹ Nuisance parametre, doğrudan alakalı olmayan ancak ilgili parametreler nedeni ile analize katılması gereken parametrelerdir. Klasik bir örnek olarak; ortalamaların esas ilgiyi taşıdığı bir analizde, ilgili olması nedeniyle varyansın da analize dahil edilmesi gösterilebilir.

uygulamada güç olduğunu, güç olmasına rağmen LLC testinin çok sık araştırmalarda yer bulunduğunu belirtmiştir. Yukarda sayılan bu durumların belirli dönüşümlerle üstesinden gelerek ortaya Choi tarafından Choi (2001) testi atılmış olup literatürde Fisher tipi denklem olması nedeniyle Fisher Phillips ve Perron testi olarak da adlandırılmaktadır. Alternatif olarak Choi (2001) testi aşağıdaki varsayımlar etrafında şekillenmektedir.

- Sonlu veya sonsuz büyüklükte N gözlem üzerine kuruludur. Sonlu N durumunu gerektiren durumlarda basit dönüşümler yapılmaktadır.
- Her grup farklı stokastik ve stokastik olmayan bileşene sahiptir.
- Dengeli panel kısıtının aksine dengesiz paneller³² de çalışılabileceği, grupların zaman serisi sürelerinin farklı olabileceği düşünülmüştür.
- Alternatif hipotez bazı grupların birim kök içerdiği bazı gruplarınsa birim kök içermediği varsayımı üzerine kuruludur.
- Choi (2001) testinin bir başka avantajı ise; hipotez ve test varsayımların gerekli dönüşümlere tabi tutulmasıyla eşbütünleme analizinde de yüksek performans göstermesi, dönüşüm için yapılan eklemelerin açık ve herhangi bir ilave teoriye ihtiyaç duymamasından kaynaklanmaktadır.

Test her bir grubun ADF birim kök test istatistiklerini bir araya getirerek bir p – olasılık değeri oluşturmaktadır. Hesaplanan p – değerleri kantitatif metodlarla bağımsız çalışma sonuçlarının sentezlendiği “meta analizi”³³ olarak bilinmektedir. P olasılık değerlerinin toplanmasıyla oluşturulan bu analiz yukarda sayılan test özelliklerinin yerine gelmesini sağlamaktadır.

³² Analize konu olan bazı birimlerin bazı dönemlerde eksiklik gösterdiği panellere “dengesiz panel” denilmektedir.

³³ Fisher ADF testine ait meta analizi; birimlerden derlenen birçok sonuca ait istatistiksel bulguların birleştirilmesi olarak adlandırılır. Her bir birim için derlenen p-değerleri ile Fisher test istatistiğinin oluşturulması buna örnek verilebilir. Genel anlamda meta analizi ise bireysel çalışmalardan elde edilen bulguların sonuçlarının bir araya getirilmesi ile bu bulgular üzerinde yapılan analiz olarak tanımlanabilmektedir.

Choi (2001) testi ters ki kare dağılan p-değeri dışında iki test istatistiğinden daha yararlanır. Choi(2001) panel birim kök modeli aşağıdaki eşitlikler takip edilerek oluşturulur.

$$y_{it} = d_{it} + x_{it} (i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T) \quad (1.1.16)$$

$$d_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}t + \dots + \beta_{im_i}t^{m_i} \quad (1.1.17)$$

$$x_{it} = \rho_i x_{i(t-1)} + u_{it} \quad (1.1.18)$$

Genel olarak modelde d_{it} deterministik öğeleri ve x_{it} stokastik öğeleri ile formüle edilen bir otoregresif yapıyı temsil etmektedir. y_{it} 'lerin farklı örnek büyüklükleri ve spesifikasyonlarında stokastik ve stokastik olmayan i'lerden oluşmaktadır.

Tüm serilerin birim kök içermediği sıfır hipotezi $H_0 : \rho_i = 1$, bazı seriler birim kök içerirken bazı serilerin içermediği alternatif hipotezi sonlu N olduğunda $H_1 : |\rho_i| < 1$ (en az bir i için), sonsuz büyüklükte N ise $H_1 : |\rho_i| < 1$ (bazı i'ler için) üzerine kurulmuştur.

Alternatif hipotezin sonlu ve sonsuz N'lerde test edilmesi ile test istatistiklerinde de bazı dönüşümler söz konusu olmaktadır. Choi (2001) test istatistiklerinin sonlu olduğu durumda panel birim kök test istatistikleri;

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

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

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

şeklindedir. Burada $\Phi(*)$ standart kümülatif normal dağılımını ifade etmektedir. P değerinin hesaplanabilmesi için gerekli asimptotik p_i değeri; $p_i = F(G_{iTi})(p_i = 1 - F(G_{iTi}))$ hesaplaması ile elde edilmektedir. $F(*)$, G_{iTi} için oluşturulan dağılım fonksiyonudur. P istatistiği çoğunlukla meta analizinde kullanılan ve 2N serbestlik derecesiyle ters ki kare dağılımına uymaktadır. Z istatistiği $N(0,1)$, L istatistiği ise sıfır ortalama ve $\frac{\pi^2}{3}$ varyans dağılıp, $L^* = \sqrt{k}L$ dönüşümüne uğramaktadır. Formüldeki k değeri ise $k = \frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}$ şeklinde hesaplanır. Alternatif hipotezde N'in sonsuz olduğu durumda panel birim kök test istatistikleri;

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

olarak hesaplanırken, lojistik dağılıma sahip olması nedeniyle dağılım aşağıdaki ifadeyi almaktadır.

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

Choi (2001) testi, hataların durağan ya da durağan olmaya yakın bileşenli modelinin tahmini için dört adet araç değişken belirlemiştir. Bunlar otoregresif süreci

izleyen artık hatalarından oluşmaktadır. Sırasıyla Within-IV³⁴, Within-IV-OLS, Within-IV-GLS ve IV-GLS tahmincileridir³⁵.

1.1.1.7.Hadri (1999)³⁶ Testi

Hadri (1999)'a göre panel veri literatürünün dikkat çekici çalışmaları Breitung ve Meyer (1994), Quah (1994), Levin ve Lin(1993) , Maddala ve Wu(1999) ve Im, Pesaran ve Shin (1995) tarafından yapılmıştır. Bu testler sıfır hipotezinde birim kökün varlığının araştırılmasını üzerine kuruludur. Hadri (1999), ekonomik serilerde araştırılan birim kökün varlığını sıfır hipotezinde reddetmek oldukça güç bulmuştur. Kwiatkowski vd. (1992)'ne göre kümeleşen birçok zaman serisinin birim kök içermesinden dolayı kendi çalışmalarında geleneksel yaklaşımın tersine sıfır hipotezinde durağanlığa karşı birim kökün test edilmesi önerilmiştir³⁷. Hadri ise 1999 çalışmasında Kwiatkowski vd.'nin çalışmasını genişletmiştir. Hata terimlerinin heterojen yapıya sahip olduğu durum ile beraber hataların hem heterojen hem de serisel korelasyonlu olduğu durumda nasıl genişletildiği Hadri (1999) tarafından ifade edilmiştir. Panel veri literatüründe sabit etkilerin, deterministik trendlerin ve t üzerinde heteroskedastik ancak serisel korelasyonlu olmayan hatalardan oluşan modellerin uygulamalarıyla çokça karşılaşılırken bu test; hata terimlerinin heteroskedastik ve serisel korelasyonlu olduğu durumda nasıl uygulanacağını göstermektedir. Hadri (1999)'nin önerdiği test asimptotik olarak normal dağılmakta ve birim kökün olmadığı sıfır hipotezine karşılık alternatif hipotezde birim kökün varlığını araştırmaktadır. En iyi yerel değişmez³⁸ (LBI) olarak görülen Lagrange Çarpanı (LM) testi³⁹ kullanılmaktadır. LM testi zaman serisi KPSS testinden uyarlanmış bir test olmakla birlikte deterministik trend ve /veya sabit etkilerin modellenmesine izin vermektedir.

³⁴ Araç değişken, Instrumental Variable (IV) olarak tanımlanmaktadır.

³⁵ Baltagi, s.281.

³⁶ Hadri, s.148-161.

³⁷ Deniz Kwiatkowski vd. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", **Journal of Econometrics**, 1992, s.161.

³⁸ Parametrelerin etkin, tutarlı ve sapmasız özellikler taşıdığı tahminci özellikleridir.

³⁹ Seiji Nabeya ve Katsuko Tanaka, "Asymptotic Theory Of a Test For The Consistency of Regression Coefficients Against The Random Walk Alternative", **The Annals of Statistics**, 1998, s. 218-235.

Hadri(1999) testinin açıklanabilmesi için iki modele ihtiyaç duyulmaktadır. Sadece sabit etkiler $y_{it} = \alpha_{it} + \varepsilon_{it}$, sabit etkili ve trendli yapı $y_{it} = \alpha_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it}$ olarak ifade edilmektedir. $\alpha_{it} = \alpha_{it-1} + u_{it}$ $u_{it} \sim (0, \sigma^2)$ otoregresif bir parametre olup $\alpha_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{t=1}^t u_{it}$ rassal yürüyüş özelliği taşımaktadır. α_{i0} 'ın başlangıç değerleri sabit bilinmeyen gibi işlem görmekte ve heterojen yığılım rolü üstlenmektedir. Bu ifade (1. 1.19) ve (1.1.20) denklemlerinde yerine konulduğunda ε_{it} 'nin serisel korelasyonlu olduğu durumda daha gerçekçi sonuçlar alınması sağlanmaktadır.

$$y_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{i=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.19)$$

$$y_{it} = \alpha_{i0} + \beta_i t + \sum_{i=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.20)$$

Temel olan sıfır hipotezi $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ kısıtı altında birinci model fark durağan ikinci modelde ise, trend durağandır. Denklemden hata terimleri $\sum_{i=1}^t u_{it} + \varepsilon_{it} = e_{it}$ olarak tanımlanırsa, her iki model aşağıdaki gibi belirlenebilir.

$$y_{it} = \alpha_{i0} + e_{it} \quad (1.1.21)$$

$$y_{it} = \alpha_{i0} + \beta_i t + e_{it} \quad (1.1.22)$$

Temel hipotezinde λ parametresi ile durağanlığı araştıran Hadri (1999)'ye göre temel ve alternatif hipotezler;

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda > 0$$

olacaktır. Burada λ , $\lambda = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\varepsilon^2}$ olarak hesaplanırken, Hadri(1999)'nin LM test istatistiği

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

olarak hesaplanmaktadır. $S_{it}^2 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}$ artıkların kısmi toplamıdır. $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}^2$ ise σ_ε^2 'nin tutarlı tahmincisidir.

Hadri (1999)'a göre, simülasyon sonuçları, sonlu (küçük) örneklemelerde test istatistiklerinin serbestlik derecelerinin düzeltilmesi gerektiğini göstermektedir. Bu nedenle asimptotik özelliklerden yararlanarak, durağanlık hipotezi altında Z test istatistiği geliştirilmiştir. Standart normal dağılım (N(0,1)) özelliği gösteren Z test istatistiği;

$$Z = \frac{\sqrt{N} \{ LM - E \int_0^1 V(r)^2 dr \}}{\sqrt{[\int_0^1 V(r)^2 dr]}} = \frac{\sqrt{N}(\widehat{LM} - \xi)}{\zeta}$$

olarak hesaplanmaktadır. Hadri (1999) sabit etkiler (μ) ve trendli (t) modellere göre iki Z test istatistiği oluşturmuştur. Formülde yer alan ξ ortalamayı ve ζ ise varyansı temsil etmektedir. Modelin sabit ve trend içerdiği durumlara göre kullanılan istatistikler aşağıdaki gibi verilmiştir.

$$\xi_\mu = \frac{1}{6}, \quad \xi_t = \frac{1}{15}$$

$$\zeta_\mu = \frac{1}{45}, \quad \zeta_t = \frac{11}{6300}$$

Modelin sadece sabit içerdği durumda $\xi_\mu = \frac{1}{6}$ ve $\zeta_\mu = \frac{1}{45}$ kullanılırken sabit ve trend içerdği durumda ise $\xi_t = \frac{1}{15}$ ve $\zeta_t = \frac{11}{6300}$ kullanılmaktadır.

Hadri(1999) testi LLC, IPS, Harris ve Tzavalis ve Breitung testlerinde olduğu gibi, panel birim kök testinin uygulanabilmesi için veri setinin dengeli panel olma zorunluluğunu taşımaktadır. Önceki testlerde olduğu gibi Monte Carlo simülasyonu ile çözümlmeye ihtiyaç duymamaktadır, ancak küçük örnekler için yapılan Monte Carlo çalışmaları da bulunmaktadır.

1.1.2. II. Nesil Panel Birim Kök Testleri

Panel veri setini oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığın varlığı halinde II. Nesil Panel Birim Kök Testleri uygulanmaktadır. Bu başlık altında yatay kesit bağımlılığın varlığında kullanılacak olan panel birim kök testleri tanıtılacaktır.

1.1.2.1. Moon ve Perron (2004) Testi

Moon ve Perron (2004) testi, yatay kesit bağımlılığa⁴⁰ izin verildiği büyük N ve T'den oluşan panel verileri setlerinde birim kökün varlığını test etmek için kullanılan panel birim kök testidir. Özellikle son zamanlarda zaman serisi verisi ile artan ülke, bölge ve firmaların incelenmesi panel veriler ile yapılan çalışmalar açısından önem arz etmektedir. Bu nedenle I. Nesil Panel Birim Kök Testi varsayımlarından yatay kesit verilerde bağımsızlık varsayımı kısıtı oldukça sınırlayıcı bir yaklaşımdır. Yatay kesit bağımlılığı modellemek için serinin, rakamsal olarak bilinmeyen ve gözlenemeyen ortak çarpanlardan üretildiği varsayılmaktadır. Bu yapı içerisinde birim kök testi sunulurken, Gaussian asimptotik dağılımları sıfır ve alternatif hipotez altında türetilmiştir. Yatay kesitsel bağımlılığın modellenebilmesi için; bilinmeyen şoklar,

⁴⁰ Birden fazla birimden oluşan panel veri birimlerinin arasında yüksek derece ilişki-korelasyon olması durumunda karşılaşılmaktadır. Aynı zamanda birimler arası korelasyon olarak da adlandırılmaktadır. Bu çalışmada yatay kesit bağımlılık olarak kullanılacaktır.

gözlenemeyen dinamik faktörler ve her birimin heterojen tepki gösterdiği doğrusal dinamik faktör modeli dikkate alınır⁴¹. Model birim etkilerin varlığına izin vermektedir.

Bahsedilen Moon ve Perron(2004) modeli;

$$z_{it} = \alpha_i + z_{it}^0 \quad (1.1.23)$$

$$z_{it}^0 = \rho_i z_{it-1}^0 + y_{it} \quad (1.1.24)$$

$$y_{it} = \beta_i^{0'} f_t^0 + e_{it} \quad (1.1.25)$$

şeklindedir. α_i sabit etkileri, y_{it} M adet gözlenemeyen tesadüfi faktör tarafından yaratılan gözlenemeyen hata terimleri, f_t^0 K vektör gözlenemeyen rassal faktörler (artık şokları), β_i^0 K vektör rassal olmayan faktör yükleri, e_{it} bilinmeyen şoklar, K ise bilinmeyen faktör sayısı olarak tanımlanmaktadır. Üçüncü model yatay kesit bağımlılığı ifade etmektedir. f_t^0 , y_{it} 'nin yatay kesitsel kovaryans yapısını indirgeyen önemli bir faktördür. Moon ve Perron (2004) panel birim kökünün varlığı inceleyen temel hipotezinde bütün birimler için panel birim kökün varlığını sınarken alternatif hipotezinde bazı birimlerde birim kökün olmadığı hipotezini sınamaktadır. Moon ve Perron (2004) panel birim kök sınamasına ait hipotezlerini aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$H_0: \rho_i = 1 \text{ (tüm } i' \text{ ler için)}$$

$$H_a: \rho_i < 1 \text{ (bazı } i' \text{ ler için)}$$

⁴¹ Hyungsik R. Moon ve Benoit Perron, “Asymptotic Local Power of Pooled t-Ratio Tests for Unit Roots in Panels with Fixed Effects”, **Econometrics Journal**, Vol.11, 2004, s.80-104.

Havuzlanmış otoregresif tahminci; $\hat{\rho}_{pool} = \frac{tr(Z'_{-1}Z)}{tr(Z'_{-1}Z_{-1})}$ ve sapması düzenlenmiş yapısı ile $\hat{\rho}_{pool}^+ = \frac{tr(Z_{-1}Q_{\Lambda}Z') - nT\lambda_e^n}{tr(Z_{-1}Q_{\Lambda}Z'_{-1})}$ olarak elde edilmektedir. Moon ve Perron (2004) tarafından hipotezlerin test edilmesi amacıyla normal dağılım gösteren iki test istatistiği;

$$t_a^* = \frac{\sqrt{nT}(\hat{\rho}_{pool}^+ - 1)}{\sqrt{\frac{2\hat{\phi}_e^4}{\hat{\omega}_e^4}}}$$

$$t_b^* = \sqrt{nT}(\hat{\rho}_{pool}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{nT^2} tr(Z_{-1}Q_{\Lambda}Z'_{-1}) \left(\frac{\hat{\omega}_e^2}{\hat{\phi}_e^2}\right)}$$

olarak önerilmiştir. Burada $\hat{\omega}_e^2$, e_{it} 'nin uzun dönem varyansının kesit ortalaması, $\hat{\phi}_e^4$, $\hat{\omega}_e^4$ 'nin yatay kesit ortalamasıdır. Moon ve Perron (2004), t_a^* test istatistiğini panelin homojen olduğu ve t_b^* test istatistiğini ise heterojen olduğu durumlar için oluşturulmuştur. t_b^* test, t_a^* istatistiğine oranla daha duyarlıdır ve daha tutarlı sonuçlar verdiği Moon ve Perron (2004) tarafından gözlenmiştir. Analiz sonuçları $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ standart normal dağılıma sahiptir. Moon ve Perron bu testle beraber faktör modeli yardımıyla yatay kesitte bağımlılık sıvanabilir olmuştur. Sabit etkilerin eklenmesi ile sapması düzeltilmiş otoregresif parametre ile tahminler yapılmaktadır⁴².

1.1.2.2. Bai ve Ng (2004) Testi

Bai ve Ng(2004) testi ile geniş boyutlu panellerde durağan olmama kavramı faktör yapısını kullanarak geliştirilmiştir. Buna “ Özel ve Genel Bileşenlerde Durağan Olmayan Panel Veri Analizi (PANIC)”⁴³ denilmektedir. PANIC ile bir serinin durağan olmamasına serinin genel bileşenleri mi, özel bileşenleri mi yoksa her ikisinin mi sebep

⁴² Hyungsik R. Moon ve Benoit Perron, “Teting For a Unit Root in Panels with Dynamic Factors”, **Journal of Econometrics**, Vol.122, 2004, s.81-126.

⁴³ Ahmet İnal, “Durağan Olmayan Paneller ve Bir Uygulama”, (Yükseklisans, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,2009), s.42.

olduğu araştırılır. PANIC analizinin kendisine has bir başka özelliği ise gözlenen bileşenler yerine gözlenemeyen bileşenler ile test etmesidir. Her ne kadar gelişen teoriler çok olsa da birim kök sınamaları makroekonomik zaman serilerinin boyutlarının kısa olması nedeniyle pratikte hep kısıtlanmıştır. Bu nedenle panel birim kök sınamaları birimler arası havuzlama⁴⁴ ile artan bir güce sahip olmuştur. Ancak etkili görülen havuzlama yönteminin sadece birimlerin bağımsız olduğu durumda etkili olması, makroekonomik modellerin verilerinin birbirleri ile hareket eğiliminde olmasıyla çelişki yaratmakta ve havuzlama varsayımı anlamsız olmakta, bu durum da panel birim kök testlerinin makroekonomik ve finansal seriler ile uyumlu olmayabileceği yönünde tartışmalara sebebiyet vermektedir⁴⁵. Yatay kesit bağımlılığı nuisance kabul etmektense, birlikte hareket etme eğiliminden yararlanarak tek değişkenli istatistikler ve geçerli pool testleri ile sıfır hipotezinde birim kök aranmıştır.

Panel modellerinin uygulanabilmesi için yeni bir yöntem geliştirilmiş ve karma verilerden kaynaklı boyut genişliği problemi ile yatay kesit bağımlılığı kontrol altına alabilecek bir panel birim kök testi geliştirilmiştir. Bai ve Ng (2004) testi birçok seri ile güçlü korelasyon karakteri bulunan gözlenemeyen bileşen ile birim spesifik karakter taşıyan iki ayrı bileşene uygulanmaktadır. Analitik faktör modeli:

$$X_{it} = D_{it} + \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (1.1.26)$$

olarak tanımlanabilir. (1.1.26) modelinde D_{it} polinomial trend fonksiyonu, F_t $r \times 1$ boyutunda genel vektör ve λ_i faktör yükleri vektörüdür. X_{it} ise deterministik bileşen D_{it} , genel bileşen $\lambda_i' F_t$ ve özel bileşeni e_{it} 'nin toplamıdır. N değişkenli bir faktör modelinin N özel bileşeni ve düşük miktarda genel faktörü bulunmaktadır.

Faktör yapısında bir serinin durağan olmama nedeni; genel faktörlerin bir veya daha fazlasının, özel terim e_{it} 'nin ya da her ikisinin durağan olmamasından

⁴⁴ “Pooled” kavramı havuzlanmış, “Pooling” kavramı ise havuzlama olarak ifade edilmiştir.

⁴⁵ Christophe Hurlin, “ Nelson and Plosser Revisited: A re-examination of OECD Panel Data”, **Leo University of Orleans**, 2004, s.2.

kaynaklanmaktadır. Bilindiği gibi F_t ve e_{it} serilerine ait dinamik özellikler birleştirildikleri serinin dinamik özellikleri ile aynı değildir. Bileşenlerden biri $I(1)$ diğeri $I(0)$ ise bu durumda X_{it} serisinde birim kök saptamak özellikle bileşenin boyutu büyükse oldukça güç olacaktır. Sadece X_{it} serisinde birim kökün varlığının araştırılması yerine bu seriyi oluşturan iki bileşenin birim kök testine tabi tutulması Bai ve Ng(2004) testinin mantığını oluşturmaktadır. Amacımız gözlenemeyen faktör ve özel bileşenlerde birim kökün varlığını araştırmakken, analizin temel anahtarı bileşenlerinin $I(0)$ ya da $I(1)$ oldukları önceden bilinmiyorsa, yatay (N) ve zaman (T) boyutlarının geniş olduğu gözlem setlerinde tutarlı tahminler için genel-özel (I-C) ayrıştırmasının yapılması gerekmektedir. Geniş yatay kesit gözlemi genel varyasyonun tutarlı tahminler vermesini sağlarken, geniş zaman serisi ise uygulamanın merkezi limit teoremi ile testlerin sınırlayıcı dağılımlarına olanak verir. Faktör modeli sadece sabit etkilerin (sadece yığılım⁴⁶) olduğu model;

$$X_{it} = \alpha_i + \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (1.1.27)$$

$$F_{mt} = c_m F_{mt-1} + u_{mt} \quad (1.1.28)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1.1.29)$$

şeklinde. Birinci dereceden fark alınmış formu $x_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it}$, burada $x_{it} = \Delta X_{it}$, $f_t = \Delta F_t$, $z_{it} = \Delta e_{it}$ olarak tanımlanmaktadır. Bu modelde $c_m < 1$ ve $\rho_i < 1$ sıfır hipotezleri altında sırasıyla m. ortak faktörün ve i. nedeni bilinmeyen (özel) bileşenlerin durağan olduğunu gösterir. Bunların ayrı ayrı test edilmesi gerekmektedir.

⁴⁶ Kesme parametreleri, sabit olarak da adlandırılmaktadır. Dönüştürülmüş serilerde yığılım parametresi olarak ifade edilmektedir.

⁴⁷ Jushan Bai ve Serena Ng, "A New Look at Panel Testing of Stationarity and the PPP Hypothesis", K.W. Donald, James J. Stok (Ed.), **Identification and Inference for Econometrics Models** içinde, United Kingdom: Cambridge University Press, 2010, s.426-450.

Nedeni bilinmeyen hata terimlerinin⁴⁸ tahmini ile faktör bileşeninin tahmini sırasıyla; $\hat{e}_{it} = \sum_{s=2}^t z_{it}$ ve $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \hat{f}_s$ olarak tanımlanır. Bai ve Ng(2004) testinde deterministik trendin bulunmadığı $d_{i0} = 0$ için geliştirilmiş ADF modeli;

$$\Delta \hat{e}_{it} = d_{i0} \hat{e}_{it-1} + d_{i1} \widehat{\Delta e}_{it-1} + \dots + d_{ip} \widehat{\Delta e}_{it-p} + v_{it} \quad (1.1.30)$$

Faktör sayısının $r = 1$ olduğu modelde faktör durağanlığını test etmek için oluşturulacak ADF modeli aşağıdaki gibi kurulur.

$$\Delta \hat{F}_t = c + \delta_0 \hat{F}_{t-1} + \delta_1 \Delta \hat{F}_{t-1} + \dots + \delta_p \Delta \hat{F}_{t-p} + u_{it} \quad (1.1.31)$$

Faktör sayısının $r > 1$ olduğu durumda ise değişkenlerin ortalamadan farklarının alındığı haliyle çalışılması gerekmektedir. Bai ve Ng (2004) testinin ikinci bir modeli doğrusal trend modelidir.

$$X_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (1.1.32)$$

Deterministik trendin varlığını ortadan kaldırmak amacı ile ortalamadan ilk farkı alınmış model; $\Delta X_{it} - \overline{\Delta X}_i = \lambda_i' (\Delta F_t - \overline{\Delta F}_i) + \Delta e_{it} - \overline{\Delta e}_i$, $x_{it} = \lambda_i' f_t + z_{it}$ olarak tanımlanır. Bai ve Ng(2004) testinde deterministik trendin bulunmadığı $d_{i0} = 0$ için geliştirilmiş ADF modeli;

$$\Delta \hat{e}_{it} = d_{i0} \hat{e}_{it-1} + d_{i1} \widehat{\Delta e}_{it-1} + \dots + d_{ip} \widehat{\Delta e}_{it-p} + v_{it} \quad (1.1.33)$$

⁴⁸ Zamana ve birimlere (bireylere, firmalara, ülkelere, şehirlere vb.) göre değişkenlik gösteren panel veri hatasını tanımlayan terimdir.

şeklinde, $r = 1$ durumunda ise ADF denklemi aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$\Delta \hat{F}_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho_0 \hat{F}_{t-1} + \rho_1 \Delta \hat{F}_{t-1} + \dots + \rho_p \Delta \hat{F}_{t-p} + u_{it} \quad (1.1.34)$$

Faktör sayısının $r > 1$ olduğu durumda ise değişkenlerin ortalamadan farklarının alındığı haliyle çalışılması gerekmektedir. Yığılımlı ve deterministik trend ile oluşturulmuş iki modele karşılık Bai ve Ng (2004) test istatistikleri sırasıyla aşağıdaki gibi verilmiştir.

$$P_{\hat{e}}^c = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \log p_{\hat{e}}^c(i) - 2N}{\sqrt{4N}} \xrightarrow{d} N(0,1)$$

$$P_{\hat{e}}^\tau = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \log p_{\hat{e}}^\tau(i) - 2N}{\sqrt{4N}} \xrightarrow{d} N(0,1)$$

$P_{\hat{e}}^c$ ve $P_{\hat{e}}^\tau$ sırasıyla yığılım parametresi ve deterministik trend ile oluşturulmuş ilişkili ADF modelinin p-değerleridir. Bai ve Ng (2004) testi faktör yapısında olan panel verilerde birim kökün varlığı araştırılırken genel faktörler ile nedeni bilinmeyen (özel) bileşenlerin ayrı ayrı test edilmesinin standart panel birim kök testlerinden daha etkili olacağını ortaya koymaktadır⁴⁹.

1.1.2.3. Pesaran (2003) Testi

⁴⁹ Jushan Bai ve Serena Ng, “A Panic Attack on Unit Roots”, *Econometrica*, Vol.72, No.4, 2004, s.1127-1177.

Literatürde yer alan birçok panel birim kök testi yatay kesit bağımlılığa izin vermekte ancak Phillips ve Sul (2003) tarafından önerilen ortogonal yöntem⁵⁰ ile yatay kesit bağımlılığı modelden düşürmektedir. Yapılan çalışmalarda birim kök analizinden önce ortalamalara göre fark alarak heterojenliğin modelden düşürüleceği düşüncesi oldukça yaygındı ancak yatay kesitte ortalama fark almak ikili yatay kesit kovaryanslarının birimler üzerinde değişkenlik göstermesi bu yöntemi garantilemediğinden Bai ve Ng (2004) ve Moon ve Perron (2004) testleri ortalama fark alma yönteminin dışına çıkarak genel faktörleri modele ekleyerek değer farklılıklarının farklı yatay kesit birimleri üzerinde etkili olmasına izin vermiştir. Pesaran bu test ile yatay kesit bağımlılıkla başa çıkabilmek adına farklı bir yöntem geliştirmiştir. DF ya da ADF regresyonlarını gecikmeli yatay kesit ortalamaları ve birinci farkı alınmış tekli faktör modeli ile ifade etmiştir. Böylece faktör yüklerini tahmin etmeden yatay kesit bağımlılık modelden düşürülebilmektedir⁵¹. Diğer testlerden farklı olarak Pesaran (2003)'a ait test istatistikleri ve incelenecek model yapıları artık terimlerin serisel korelasyonlu olup olmamasına göre değişmektedir. Serisel korelasyonun artıklarda yer almadığı durumda oluşturulmuş “yatay kesitsel bağıllık” durumunda genişletilmiş Dickey Fuller” (CADF) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (1.1.35)$$

modelinde $\bar{y}_{t-1}$, serilerin gecikmeli değerlerinin ortalaması $\Delta \bar{y}_t$ ise, farkı alınmış serilerin ortalamasını temsil etmektedir. Otoregresif parametre ρ_i 'nin t-istatistiği t_i (N,T) ile ifade edildiğinde aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$t_i(N, T) = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_w y_{i-1}}{\hat{\sigma}_i (y_{i-1}' \bar{M}_w y_{i-1})^{1/2}}$$

⁵⁰ Phillips ve Sul (2004) ortogonal bir yöntem ile yatay kesit bağımlılığın varlığı durumunda panel birim kök testlerin uygulanabilmesini sağlamaktadır. Yatay kesit bağımlılık parametrelerinin yinelenen momentler metodu yardımı ile saptayarak modelden düşürür.

⁵¹ Baltagi, s.286.

Hesaplanan $\hat{\sigma}_i$ standart sapma N ve T'nin büyüklükleri durumunda güncellenebilmektedir. $\hat{\sigma}_i$ ile ifade edilmiş standart sapma aynı zamanda $\tilde{\sigma}_i$ olarak da hesaplanabilir.

$$\tilde{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_w \Delta y_i}{T-3} \quad ve \quad \hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_i' M_w \Delta y_i}{t-4}$$

$N \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ durumlarında her iki standart sapma tutarlı sonuçlar verirken, T'nin sabit N'in sonsuz olduğu durumda $\tilde{\sigma}_i$ 'un kullanılması avantaj yaratacaktır. Düzeltilmiş $\tilde{\sigma}_i^2$ 'nin kullanıldığı t-istatistiği;

$$t_i^*(N, T) = \frac{\sqrt{T-3} \Delta y_i' \bar{M}_w y_{i-1}}{(\Delta y_i' \bar{M}_w y_{i-1})^{1/2} (y_i' \bar{M}_w y_{i-1})^{1/2}}$$

olacaktır. Formül için gerekli olan hesaplamalar ise; $\bar{M}_w = I_T - \bar{W}(\bar{W}'\bar{W})^{-1}\bar{W}'$, $\bar{W} = (\tau, \Delta \bar{y}, \Delta \bar{y}_{-1})$, $\Delta \bar{y} = (\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_2, \dots, \Delta \bar{y}_T)'$, $\bar{y}_{-1} = (\bar{y}_0, \bar{y}_1, \dots, \bar{y}_{T-1})'$ olarak verilmiştir.

Bu test istatistikleri ile beraber bütün birimlerde birim kök olduğu $H_0: \rho_i = 0$ sıfır hipotezine karşılık alternatif hipotez $H_1: \rho_i < 0$ $i = 1, \dots, N$ olarak tanımlanmaktadır.

Pesaran testinin avantajlarından biri küçük zaman serisi boyutlarının olduğu çalışmalarda da kullanılabilmesi için geliştirilmiş test istatistiklerinin olmasıdır. T küçük olduğundakullanılacak test istatistiği t_i^* , CADF* modelinden geliştirilmiştir.⁵².

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

⁵² M. Hashem Pesaran, "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", Cambridge University & USC, 2003, s.1-61.

K_1 ve K_2 Monte Carlo simülasyonu ile çözülerek kesmeli, trendli ve kesmeli ve trendli modellere uygunluk göstererek üretilmiştir. CADF ve CADF* istatistiklerinin ortalamalarına dayanan sırasıyla CIPS ve CIPS* test istatistikleri de geliştirilmiştir.

Artıklarda serisel korelasyonun olduğu durumda sıfır hipotezi $H_0: \rho = 0$ altında kullanılacak CADF* model;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it} \quad (1.1.36)$$

olarak ifade edilir. Pesaran (2003) t-bar istatistiğini her bir i birim CADF regresyonu için uygulayarak CIPS istatistiği geliştirmiştir. CIPS istatistiği standart olmayan, çeşitli N ve T değerlerine göre kritik değerler alabilmektedir. P gecikme değeri bilgi kriterleri ile belirlenebilmektedir. Pesaran (2003) CIPS ve CIPS* istatistikleri dışında Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilmiş ters ki-kare testleri ile i.yatay kesit birimler için hesaplanan birim kök testi için ρ_i parametresinin anlamlılık düzeyinin sınandığı ikinci bir test istatistiği olarak;

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

hesaplanmıştır. Pesaran (2003) testi panel birim kök testini uygulanmadan önce panelde yer alan birimlerin arasında yatay kesit korelasyonun varlığının araştırılmasını gerektirmektedir. Genelde panel birim kök testlerinde yatay kesit boyutunun (N) büyük olduğu düşünülmektedir. Ancak yapılacak analizde yatay kesitin firmalardan oluştuğunu ve analize on veya daha az sayıda firma katıldığı düşünüldüğünde yatay

kesitler arasındaki korelasyonun varlığı problem yaratacak ve bu problem de yatay kesit bağımlılığın test edilmesini gerektirecektir⁵³.

Pesaran (2003) testi küçük T ve büyük N boyutlarında kullanışlı sonuçlar vermektedir. Monte Carlo sonuçlarına göre testler dengeli ve dengesiz panellere uygulanabilmektedir. Pesaran (2003) testi pair-wise korelasyonun basit ortalamalarının alınmasıyla artıklarının EKK tahminlerine dayanmakta ve standart normal dağılım $N \sim (0,1)$ göstermektedir. Bununla birlikte bu test dinamik heterojen panellerde birden fazla kırılma olduğu durumlarda da kullanılabilme olasılığı üzerinde durmaktadır⁵⁴.

1.1.2.4. Choi (2002) Testi

LL, IPS ve Choi (2001) testleri yatay kesit bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır. Ancak IPS testi yatay kesit korelasyonun varlığını basit bir formatta zaman etkileri ile ifade etmiştir. Yine de, birimlerin ülkelerden oluştuğu veri setlerinin ekonomilerinin birlikte hareket etmesi sıkça karşılaşılan bir durumdur. Bu nedenle daha önce de bahsedildiği gibi yatay kesit bağımsızlığın varsayıldığı testler ve bu kısıt altında tahmin edilen makro ekonometrik modellerin yapıları önemli bir hususu analiz dışı bırakmaktadır. Choi (2002) testi, panel birim kök testini geleneksel metodun yatay kesit bağımlılığı test ettiği innovasyon terimi (e_{it}) ile değil, hata bileşeni modeli ile ifade etmektedir. Test istatistikleri her bir birim için genişletilmiş Dickey Fuller testlerinden elde edilen p değerleri ile hesaplanır. Bu testlere kombinasyon testleri denilmektedir. Kombinasyon testleri standart normal limit dağılımına uymakta ve $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ 'a göre elde edilmektedir.

Choi (2002)'nin iki yönlü hata bileşenli modeli aşağıda verilen (1.1.37) – (1.1.39) modellerini takip ederek oluşturulmaktadır.

⁵³ M. Hashem Pesaran, “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence”, **Journal of Applied Econometrics**, Vol. 22, 2007, s.266-312.

⁵⁴ M. Hashem Pesaran, “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, **Center of Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research, Working Paper** No.1229, 2004.

$$y_{it} = \alpha_0 + x_{it} , (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (1.1.37)$$

$$x_{it} = \mu_i + \lambda_t + e_{it} \quad (1.1.38)$$

$$v_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_i v_{i(t-j)} + v_{it} \quad (1.1.39)$$

(1.1.37) no'lu modelde α_0 , tüm i'ler için genel ortalama, (1.1.38) no'lu modelde μ_i gözlenemeyen birim etkiler ve λ_t gözlenemeyen zaman etkiler olarak tanımlanırken e_{it} ise p_i otoregresif sürecini takip eden rassal bileşendir. Choi(2002) testi, zaman etkiler değişkeni λ_t 'den bütün yatay kesit birimlerin aynı oranda etkilendiğini varsaymaktadır ve λ_t 'yi homojen tek genel faktör olarak kabul etmektedir. e_{it} geleneksel metottan farklı olarak otoregresif süreçte birimlere göre farklı katsayılarla karşılık farklı değer alacağından dolayı heterojen kabul edilmiştir. e_{it} ifadesinde yer alan p_i gecikme uzunluğu ise model seçim kriterleri yada ardışık testlerle belirlenebilmektedir. Modeldeki genel faktör λ_t 'nin durağan olmadığı durumda, ortalamadan arındırılmış veri GEKK⁵⁵ yöntemiyle elde edilen kesit ortalamaları ile tahmin edilmelidir.

$$\hat{\lambda}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_{it} - \hat{\alpha}_{0i})$$

Böylece yatay kesit korelasyondan arındırılmış serilere ulaşılır. Buna karşılık polinomial eşitlikte sıfır hipotezi için araştırılan birim kökün varlığı ve alternatif hipotezi ise;

⁵⁵ Genelleştirilmiş En Küçük Kareler.

$$H_0 : \sum_{l=1}^{p_i} \alpha_{il} = 1 \text{ tüm } i'ler \text{ için}$$

$$H_1 : \sum_{l=1}^{p_i} \alpha_{il} < 1 \text{ bazı } i'ler \text{ için}$$

olarak belirlenir. Choi (2002) panel birim kök testleri Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001)'nin kombinasyonundan oluşturulmuştur. Test istatistiklerinin temel mantığı her bir zaman serisine birim kök testi uygulayarak elde edilecek olasılık (p-değerleri) değerlerini birleştirmektir. Test istatistikleri için gerekli olan p_i değerleri, trendden arındırılmış her bir zaman serisine Genelleştirilmiş Dickey – Fuller testi uygulanarak elde edilir. Hesaplanan her bir olasılık değerleri p_i ile ifade edilir. Böylece panelin bütünü için hesaplanacak P_m , Z ve L^* test istatistikleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

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

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

$\Phi(\cdot)$ standart normal dağılım fonksiyonunu temsil etmektedir.

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

P_m testi, ters ki-kare testinden, N sonsuz iken standart normal dağılıma uyması amacı ile uyarlanmıştır. Z testi, ters normal test olarak bilinmektedir. p_i uniform dağılıma uyduğu müddetçe N boyutu önemli olmaksızın standart normal dağılıma uyacaktır. Ancak Dickey Fuller GEKK testi $N \rightarrow \infty$ varsayımı altında hesaplandığından,

N 'in sonsuz olması tercih edilmektedir. L^* testi ise lojistik bir test olup standart normal dağılıma $N \rightarrow \infty$ durumunda sahip olmaktadır. Choi (2002) test istatistiklerinin sonuçları makul surette kabul edilebilir sonuçlar verirken özellikle Z ve L^* testi güvenilir sonuçlar sergilemektedir. Bu testteki metodlar yatay kesit birimlerin korelasyonlu olduğu panellerde, yeterli esnekliğe sahip olduğundan eşbütünleşme testleri olarak da genişletilebilmektedir⁵⁶.

1.1.2.5.Chang (2003) Testi

Doğrusal olmayan araç değişken yöntemi, gecikmeleri doğrusal olmayan araç değişkenler ile ifade ederek, yatay kesitler arasında heterojenlik ve genel bağıllığın saptandığı panellerde panel birim kök Chang(2003) ile test edilmektedir. Test sadece yapısı bilinmeyen artıklarda yatay kesit bağımlılığa izin vermekle kalmamakta aynı zamanda yatay kesitler arasında eşbütünleme ilişkisinin varlığına da izin vermektedir. Uygulamalarda heterojen ve eşbütünleme ilişkilerine oldukça sık rastlanılmaktadır. Ancak uygulamadaki hiçbir test bu ilişkileri içeren panel verilere kullanılamamaktadır. Teoride karşılaşılan bu eksiklik Chang(2003)'nin varsayımları doğrusal olmayan IV metodu ile genişletilmiştir. Eşbütünlemenin varlığından ötürü ortogonal dizideki araç değişken fonksiyonları bu testte modele dahil edilir. Böylece IV t-istatistikleri eşbütünleme yatay kesit bağıllığın varlığında asimptotik olarak bağımsız olacaktır. Yatay kesit bağımlılığa hem uzun dönemde hem de kısa dönemde izin vermektedir. İnovasyon hatalarındaki ve/veya yatay kesit dinamiklerdeki yatay kesit bağımlılığa sadece kısa dönemde izin vermekle kalmamakta aynı zamanda uzun dönemde birlikte hareket eden uzun dönem dinamiklerine de izin verilmektedir. Yöntemdeki bu esneklik, doğrusal olmayan IV metodundan kaynaklanmaktadır.

Genel model aşağıdaki gibidir;

⁵⁶ In Choi, "Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels", **Hong Kong University of Science and Technology**, 2002 s.54.

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T_i \quad (1.1.40)$$

i ; ülkeler, bireyler, hane halkı, firmalar gibi yatay kesit gözlemleri ifade ederken t indeksi zamanı temsil etmektedir. T_i ; zaman serisi gözlemleri ise yatay kesitteki her bir birime göre değişiklik göstermektedir. Bu da dengesiz panellerin bu testte kullanılabilirliğini açıklamaktadır. Chang (2003) A, B ve C olmak üzere üç hipotez eşitliği kullanarak sıfır hipotezini test etmektedir.

Hipotez (A) : $H_0 : \rho_i = 1$ bütün i 'ler için , $H_1 : \rho_i < 1$ bütün i 'ler için

Hipotez (B) : $H_0 : \rho_i = 1$ bütün i 'ler için , $H_1 : \rho_i < 1$ bazı i 'ler için

Hipotez (C) : $H_0 : \rho_i = 1$ bazı i 'ler için , $H_1 : \rho_i < 1$ bazı i 'ler için

Birim kök literatüründeki neredeyse bütün testler Hipotez (A) ile sınanmaktadır. Heterojenliğin dahil edildiği son zamanlardaki testlerde ise Hipotez (B)'nin kullanımı yaygınlaşmıştır. Ancak t-istatistiklerinin hesaplanması Hipotez (A) kısıtı altında gerçekleştiğinden; sonuçlar konusunda yanıltıcı bilgilere ulaşılabilmektedir. Hipotez (C) her ne kadar ampirik çalışmalara daha yakınlık gösterse de literatüre Chang (2002) ile girmiştir.⁵⁷

Genel modeli, hata terimlerinin serisel korelasyonlu olma durumuna göre kurduğumuzda;

$$y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1.1.41)$$

⁵⁷ Yoosoon Chang ve Wonho Song, "Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-Sectional Dependency and Heterogeneity", <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.1359&rep=rep1&type=pdf> (2 Mart 2016), 2002.

olacaktır. Tanımlanan genişletilmiş otoregresif modelin IV yönteminin araç değişken tanımlamaları aşağıdaki gibi ifade edilir;

$$(F(y_{t-1}), \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p})'$$

F integrali alınabilir⁵⁸ bir fonksiyondur. Gecikmeli değerler için kullanılan araç değişken y_{t-1} , kendisinin integrali alınabilir $F(y_{t-1})$ dönüşümüdür. Farkı alınmış gecikmelerin $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p})$ kendileri ise araç değişkenler olarak kullanılmaktadır. Deterministik bileşen içeren modeller ise yukardaki gibi modellenenebilir. Zaman serisi (z_t) sıfır olmayan bir ortalamaya sahipse,

$$z_t = \mu + y_t$$

olarak kurulur. Stokastik bir bileşen olan y_t birim kök analizi için regresyonla ifade edilirse ortalamadan arındırılmış model (1.1.42) ile aşağıdaki eşitlikle ifade edilir.

$$y_t^\mu = \rho y_{t-1}^\mu + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^\mu + \varepsilon_t \quad (1.1.42)$$

τ_μ istatistiği doğrusal olmayan IV tahmincisi olarak birim kökü test eder. Seride doğrusal bir trend olması durumunda oluşturulacak zaman serisi modeli ile trendden arındırdıktan sonraki model sırası ile aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$z_t = \mu + \beta t + y_t \quad (1.1.43)$$

⁵⁸ Integrali alındığında matematiksel olarak mantıklı sonuçlar verebilmesi anlamına gelmektedir. Fonksiyon belirli bir aralıkta sürekli ise, o aralıkta integrallenebildiği anlamına gelmektedir.

$$y_t^\tau = \rho y_{t-1}^\tau + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^\tau + e_t \quad (1.1.44)$$

τ_τ istatistiği ile birim kök sınanır ve $\tau_\mu, \tau_\tau^{59} \rightarrow N(0,1)$. Chang (2003) test istatistikleri her iki model için $\tau_i = \frac{\hat{\alpha}-1}{s(\hat{\alpha})}$ ile hesaplanırken, IV tahmincisinin α parametresinin standart hatası $s(\hat{\alpha}) = \hat{\sigma}^2 B_T^{-2} C_T$ ’dir.

Chang (2003) testine bütünüyle bakıldığında diğer testlerden oldukça farklı özelliklere sahiptir. Her bir yatay kesit birimin farklı gözlem sayılarına sahip olduğu durumda kullanılabilen, dengesiz panellerle çalışmaya elverişli olması açısından diğer testlerden ayrılmaktadır. Doğrusal olmayan IV yönteminin testte yer almasıyla oldukça esnek ve basit bir formdadır. Simülasyon sonuçlarına göre; Chang (2003) testi diğer testlere kıyaslandığında tercih edilen sonuçlar vermektedir⁶⁰.

1.1.3. I. Nesil ve II. Nesil Panel Birim Kök Testlerin Karşılaştırılması

Verilen tabloda I. Nesil Panel Birim Kök Testleri ile II. Nesil Panel Birim Kök Testleri karşılaştırılmıştır.

Tablo.2 Panel Birim Kök Testleri Karşılaştırma Tablosu⁶¹

TESTİN ADI	TESTİN AVANTAJI
I.NESİL PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ	
	-Dengeli panel şartı aranmaktadır. -Yatay kesit bağımlılığın olmadığı

⁵⁹ τ_μ kesmeli yapı için kullanılırken τ_τ , kesmeli trendli yapı için kullanılır.

⁶⁰ Yoosoon Chang, “Non Linear IV Panel Unit Root Tests”, https://eml.berkeley.edu/~mcfadden/e242_f03/yoosoon.pdf (4 Mart 2016), 2003.

⁶¹ Kaynak yazar tarafından sunulmuştur.

Levin, Lin ve Chu (2002) Testi	varsayımından hareketle tüm birimlerde ortak bir birim kökün varlığı sınanır.
Harris ve Tzavalis (1999) Testi	-N ve $T \rightarrow \infty$ olduğunda LLC (2002) testi ile karşılaştırıldığında Harris ve Tzavalis (1999) Testi mikro çalışmalarda daha başarılı sonuçlar vermektedir. -Yatay kesit bağımlılığın varlığını modele dahil etmemesi nedeni ile testin gücü azalmaktadır.
Breitung (2000) Testi	-Sapması düzeltilmiş t-istatistikleri ile LLC (2002) testinden daha üstündür. -Birim etki ve trendin modele dahil edilmesi ile LLC (2002), Harris ve Tzavalis (1999) ve IPS (2002) testlerinden daha üstündür. -Test dengeli panel şartı aramaktadır.
Im, Pesaran ve Shin (2002) Testi	-Dengesiz ve heterojen panellerde kullanılabilir. -Verilerin birleştirilmesi yerine, tüm birimlere ait zaman serilerine tek tek birim kök testi yapmaktadır.
Maddala ve Wu (1999) Testi	-Gecikme uzunluğunun her bir birimde farklılık göstermesine izin verilmektedir. -Gerekli dönüşümler yapıldığı takdirde eşbütünleme analizinde de kullanılabilir bir test oluşu, testin avantajı sayılabilir.
Choi (2001) Testi	-Fisher tipi denklem ile modellenmekte ve istenildiği takdirde eşbütünleme analizi için genişletilebilir. -Dengesiz panellere de uygunluk sağlayan bir testtir.
Hadri (1999) Testi	-Temel hipotezinde durağanlığın sınıandığı ilk panel birim kök testidir. -Hata terimlerinde serisel korelasyon olduğu durumda kullanılabilir.
II .NESİL PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ	
Moon ve Perron (2004) Testi	-Gözlenemeyen ortak etkilerle birim kök sınanır. -Yatay kesit bağımlılığın varlığında

	kullanılan bir testtir.
Bai ve Ng (2004) Testi	-Faktör modeli yaklaşımı ve PANIC analizi ile gerçekleştirilen panel birim kök testi gözlenemeyen değişkenler ile sınıanmaktadır. -Nedeni bilinmeyen bileşenler aracılığı ile yapılan birim kök testinin daha avantajlı olduğu savunulmuştur.
Pesaran (2003) Testi	-Yatay kesit bağımlılık ile başa çıkmak ve hata terimlerinde serisel korelasyonun varlığı durumunda kullanılan test istatistiği ile birçok testten daha üstündür.
Choi (2002) Testi	-Hata bileşeni modeli ile birim kök sınıamaktadır. -Yeterli esnekliğe sahip olması nedeni ile eşbütünleme analizi için genişletilebilmektedir.
Chang (2003) Testi	-Teste ait modelin birim ve zaman etkilerine izin vermesi nedeni ile geniş bir testtir. -Araç değişkenler (IV) yöntemini kullanmaktadır. -Eşbütünlemenin varlığında kullanılabilir.

1.2. YATAY KESİT BAĞIMLILIĞIN TESTİ

Panel veride meydana gelişmeler gözlenemeyen bileşenler ve ekonomide meydana gelen şoklar panel veri modellerinin hata terimlerine olan etkileri nedeniyle göz ardı edilmeyecek ölçüde yatay kesit bağımlılığa rastlanıldığına işaret etmiştir. Yatay kesit bağımlılığın dikkate alınmamasıyla sonuçlanan çalışmaların standart hatalarının sapmalı sonuçlar verebileceğine birçok çalışmada değinilmiştir. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığın araştırılması gerekmektedir. Yatay gözlem boyutunun (N) zaman gözlem boyutu (T) ile arasındaki ilişkiye göre şekillen yatay kesit bağımsızlık Breusch Pagan (1980) ve Pesaran (2004) testleri ile incelenecektir.

Her iki testin de yapısal formunun aktarılabilmesi amacıyla veri üretme sürecinin aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \text{ ve } t = 1, \dots, T \quad (1.2.1)$$

x_{it} , K x 1 açıklayıcı değişkenler vektörünü ifade ederken β , K x 1 boyutlu tahmin edilecek parametreler vektörü ve α_i zamana göre değişmeyen bir parametredir. Sıfır hipotezi altında ε_{it} 'nin yatay kesit birimler ve zaman boyunca bağımsız ve özdeş dağıldığı - korelasyonlu olmadığı varsayılmaktadır. Yatay kesit bağımlılığın olmadığı araştırıldığı temel hipotezine karşılık, panel veride yatay kesit bağımlılığın varlığının araştırıldığı alternatif hipotezler aşağıdaki gibi verilmiştir. Hipotezler

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

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

olarak gösterilir.

1.2.1. Breusch ve Pagan (1980) Testi

Breusch ve Pagan (1980)'ın ortaya atmış olduğu LM istatistiği yatay kesit boyutu N, $T \rightarrow \infty$ sabit tutulduğunda ya da başka bir ifade ile $N < T$ olduğunda geçerlilik sağlamaktadır. Test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

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

Bu durumda ikili korelasyon katsayısı $\hat{\rho}_{ij}^2$;

$$\hat{\rho}_{ij}^2 = \hat{\rho}_{ji}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{e}_{jt}^2)^{1/2}}$$

olarak hesaplanmaktadır. $\hat{e}_{it}$, veri üretme sürecini tanımlamak üzere bölümün başında verilen (1.2.1) no'lu denklemde yer alan ε_{it} 'nin tahminidir. LM istatistiği sıfır hipotezi altında $N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılmaktadır. Breusch ve Pagan (1980) testi yatay kesit gözlem sayısının artması ile sapmasında artış göstermektedir. Bu sebeple $N > T$ olduğunda Breusch ve Pagan (1980)⁶² testi kullanıma elverişli değildir⁶³.

1.2.2. Pesaran (2004) Testi

$N < T$ ve $N > T$ durumlarında yatay kesit bağımlılığın testinde kullanılabilinen Pesaran (2004) Testi, Breusch ve Pagan (1980) LM testini ölçeklendirerek iki alternatif test istatistiği getirmiştir. Bunlar; $N < T$ olduğunda kullanılan CD^*_{LM} istatistiği ve $N > T$ olduğunda kullanılan CD istatistikleridir. Pesaran (2004)'e ait test istatistikleri aşağıda verilmiştir.

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

CD^*_{LM} test istatistiği her ne kadar $N < T$ için geliştirilmiş olsa da $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ için de kullanılabilir. $N > T$ olduğunda ise CD test istatistiği;

⁶² T.S. Breusch ve A.R. Pagan, “ The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics”, **Oxford Journals**, Vol.47, No.1 Econometrics Issue, 1980, s.239-253.

⁶³ R.E.D. Hoyos ve Vasilis Sarafidis, “ Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models”, **The Stata Journal**, 2006, No.4, s.482-496.

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

olacaktır. CD istatistiği, yatay kesit bağımlılığın araştırılması aşamasında gözlem boyutlarındaki büyüklük nedeniyle karşılaşılabilecek sorunların önüne geçebilmek amacıyla oluşturulmuştur. Pesaran (2004) yatay kesit bağımlılık testi tekli ve çoklu yapısal kırılmaların varlığında da dirençli özellik gösterebilmektedir⁶⁴.

1.3. PANEL EŞBÜTÜNLEME TESTLERİ

Zaman serisinde gözlenebilecek değişkenler, ekonomik teori ile birbirlerinden denge nedeni ile uzaklaşmamaktadırlar. Bu denge uzun dönemde değişkenler arasında bir ilişkinin oluşmasına neden olabilmektedir⁶⁵.

İki veya daha fazla durağan dışı değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin tahmin edilmesi üzerine yapılacak bir çalışmada aynı mertebeden bütünleşik değişkenlerin eşbütünleşik olması kuvvetle muhtemeldir⁶⁶. Granger (1981)⁶⁷ makalesinde eşbütünleme ve hata düzeltme modellerinin ilk atıfları zaman serisinde Engle ve Granger (1987)'in tek denklemlilik çalışmaları ile başlayıp Johansen (1988)⁶⁸'in çok denklemlilik çalışmaları ile devam ettirilerek zaman serisi literatüründe oldukça fazla ilgi görmüştür.

Zaman serisi verileri ile yapılan eşbütünleme analizleri birim kök analizinde de olduğu gibi verilerin yatay kesit boyutu yüksek gözlem içeren veriler ile yapılan çalışmalarda güç kaybına uğradığı saptanmış, bu nedenle tek değişkenli Engle ve Granger ile çok değişkenli Johansen (1988, 1992) testlerinin etkili sonuçlar verememesi nedeniyle panel metodlarının daha etkili olacağı düşünülmüştür.

⁶⁴ M. Hasheem Pesaran, "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", **Cambridge Working Papers Economics**, No.435, University of Cambridge, 2004, s.1-39.

⁶⁵ F.R. Engle ve J.W.C. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, Vol.55, 1987, s.251-276.

⁶⁶ Walter Enders, **Applied Econometrics Time Series**, 3.Basım, Amerika: John Wiley & Sons, Inc, 2010, s.356.

⁶⁷ J.W.C. Granger, "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", **Journal of Econometrics**, 1981, s.121-130.

⁶⁸ Soren Johansen, "Statistical Analysis of Cointegration Analysis", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 1988, s.231-254.

Yatay kesit boyutunun artması ile yatay kesit bağımlılık ve heterojenlik, kimi çalışmalarda bir problem olarak görülmüş ve testlere ait veri üretme süreçlerinde göz ardı edilirken kimi çalışmalarda, makroekonomik değişkenler arasında göz ardı edilmesinin yanlış sonuçlar vereceği düşüncesi ile modeller yatay kesit bağımlılığın varlığında oluşturulmuştur.

1.3.1. Pedroni (1999)⁶⁹ Testi

Pedroni (1995) çalışmasında sahte regresyonun özelliklerini araştırmış, homojen ve heterojen panellerde eşbütünlemenin olmadığı sıfır hipotezini test etmiştir. Heterojen paneller durumunda Pedroni (1995) heterojen dinamikleri, endojen değişkenler, sabit etkiler ve birimlere özel deterministik trend unsurlarına asimptotik dağılımlar özelliklerini taşımasına olanak sağlamıştır. Uygulamadaki birçok çalışmanın birden fazla değişkenle yürütülme ihtiyacından ötürü, iki değişkenle sınırlı olan bu yaklaşım, çoklu regresyonlarda eşbütünlemenin test edilmesini yüksek gözlem sayılı veriler için oluşturulan kritik değerlerdeki eksikliklerden dolayı Pedroni (1999) testi ile genişletilmiştir. Pedroni (1999) testi, birimlerdeki heterojenlikle beraber, uzun dönem eşbütünleme vektörü ile kısa dönem sapmalarındaki heterojenliğin de modele dahil edilmesi üzerinde kuruludur. Pedroni (1999) testi bu bağlamda eşbütünleme vektörlerinin homojenliği üzerine kurulu diğer panel eşbütünleme testlerinden ayrılmaktadır. Pedroni (1999) testi eşbütünleme vektör sayısı hakkında bilgi vermek yerine sıfır hipotezinde panele ait her bir birimde eşbütünlemenin yokluğuna karşılık alternatif hipotezde eşbütünleme varlığını sınamaktadır. Uygulamada eşbütünleme vektörlerinin homojenlik kısıtı taşınamaları neden ile Pedroni (1999) alternatif hipotez altında, dinamik unsurlar ve sabit etkilerin paneldeki her bir birime göre değişkenlik göstermesine izin vermekle beraber eşbütünleme vektörlerinin de birimlere göre değişmesine izin vermesi bu testin ayırt edici unsurları arasında yer almaktadır⁷⁰.

Pedroni (1999) testi için tahmin edilecek çok değişkenli regresyon modeli ve bu regresyondan elde edilen artıklara ait model aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 x_{1i,t} + \beta_2 x_{2i,t} + \dots + \beta_M x_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.3.1)$$

⁶⁹ Peter Pedroni, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 1999, ss.635-670.

⁷⁰ Dimitros Asteriou, Stephan G.Hall, *Applied Econometrics*, 1. Basım, New York: Palgrave Macmillan, 2006, s.371.

Geleneksel zaman serilerinde de olduğu gibi Pedroni (1999)'da da X ve Y değişkenleri arasındaki eşbütünleme ilişkisinin varlığı, e_{it} hata terimlerinin durağanlık sınamaları ile gerçekleştirilecektir⁷¹.

$$e_{it} = \rho_i \hat{e}_{i,t-1} + v_{it} \quad (1.3.2)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta e_{it-j} + v_{it} \quad (1.3.3)$$

$$t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N; m = 1, \dots, M$$

Burada T gözlemlere ait zaman boyutunu, N yatay kesit birim sayısını ifade ederken M regresyondaki değişken sayısı olarak tanımlanmaktadır. Panelde N sayıda farklı birim olduğuna göre N adet farklı denklemin her birinin M sayıda değişkene sahip olduğu düşünülebilir. $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$ eğim katsayılarının ifadeleri ve α_i , sabit etkiler parametresini temsil etmektedir. Bunlara ek olarak istenildiği takdirde deterministik trend unsuru " $\delta_i t$ " ve kukla değişkenler modele eklenebilmektedir. Geleneksel zaman serisi analizinde de olduğu gibi burada da, deterministik trend ile sabit etkiler parametrelerinin modele dahil edilmesi asimptotik dağılımlarla beraber kritik değerlerinde değişmesine neden olacaktır.

Pedroni, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi inceleme amacıyla yedi test istatistiği geliştirmiş ve bunların dördü grup içi, üçü ise gruplar arası test istatistiği olarak adlandırılmaktadır. Grup içi test istatistiklerinde tüm i'ler için sıfır hipotezi $H_0: \gamma_i = 1$ 'e karşılık alternatif hipotez ortak bir $\gamma_i = \gamma$ değeri $H_1: \gamma_i = \gamma < 1$ ile homojen paneller için belirlenirken, gruplar arası test istatistiklerinde bu durumun aksine tüm i'ler için sıfır hipotezi $H_0: \gamma_i = 1$ alternatif hipotez $H_1: \gamma_i < 1$ olarak

⁷¹ Seymur Ağayev, "Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Geçiş Ekonomileri Örneğinde Panel Eşbütünleme ve Panel Nedensellik Analizleri", **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2010, s.169.

⁷² Hata terimlerinde serisel korelasyonun varlığında kullanılan model.

belirlenir ve $\gamma_i = \gamma$ ortak deęer tanımlama varsayımı yapılmadıęından birimlere ait heterojenlięin modellenmesine izin verilmektedir.

Pedroni'nin belirttięi terminolojiye gre grupii test istatistikleri panel eřbtnleme istatistikleri olarak ifade edilirken, gruplar arası istatistikler ise grup ortalamalara dayalı panel eřbtnleme istatistikleri olarak ifade edilmiřtir. Panel eřbtnleme istatistiklerinden ilki parametrik olmayan varyans oranı istatistięidir. İkincisi, Phillips Perron istatistięi ile paralellik taşıyan rho istatistięidir. ncs, yine parametrik olmayan bir Phillip Perron t-istatistięi benzerlięi taşıırken drdncs, geniřletilmiř Dickey-Fuller istatistięine benzerlik taşıyan t-istatistięidir. Geleneksel zaman serilerinde olduęu gibi, bu test istatistiklerinin her biri kk rneklemelerde gsterdikleri g, byk rneklerle oranla karřılařtırmalı bir avantaja sahiptir. Grup ortalamalarına dayalı eřbtnleme testleri sırasıyla Phillip Perron ρ istatistięi, Phillips Perron t-istatistięi ve Geniřletilmiř Dickey Fuller t-istatistikleri ile benzerlik gstermektedir.

Neredeyse tm testlerde $\hat{L}_{11i}^2$ ile ifade edilen farkı alınmıř birim kkl artıkların uzun dnem varyansı kullanılmaktadır. Uzun dnem varyans – kovaryans matrisi $\Omega_i = \lim_{T \rightarrow \infty} E[T^{-1}(\sum_{t=1}^T \Delta z_{i,t})(\sum_{t=1}^T \Delta z_{i,t})']$, $\Delta z_{i,t} = (\Delta y_{i,t}, \Delta x'_{i,t})'$ ve uzun dnem varyansı $\hat{L}_{11i}^2 = \hat{\Omega}_{11i} - \hat{\Omega}_{21i} \hat{\Omega}_{22i}^{-1} \hat{\Omega}_{21i}'$ olarak hesaplanmaktadır.

$$\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2, \quad \hat{\lambda}_i = \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2)$$

$\hat{\sigma}_i^2$ ve $\hat{s}_i^2$, artık $\hat{v}_{it} = \hat{e}_{i,t} - \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1}$ 'nin sırasıyla bireysel uzun dnem varyansı ile eřzamanlı varyansıdır. ADF temelli istatistiklerin, ADF regresyonundan elde edilen artıklarının standart eřzamanlı varyansı ise ařaęıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tilde{s}_{NT}^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2}$$

Pedroni (1995,1999) panel eřbtnleme test istatistikleri ise ařaęıda sıralanmıřtır,

- Panel v istatistięi:

$$T^2 N^{3/2} Z_{\hat{\nu}_{N,T}} \equiv T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}$$

- Panel p istatistiği:

$$T\sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i)$$

- Panel t istatistiği (parametrik olmayan):

$$Z_{t_{N,T}} \equiv (\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i)$$

- Panel t istatistiği (parametrik):

$$Z_{t_{N,T}}^* \equiv (\hat{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2})^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*$$

- Grup p istatistiği:

$$TN^{-1/2} \tilde{Z}_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i)$$

- Grup t istatistiği (parametrik olmayan):

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{t_{N,T}} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i)$$

- Grup t istatistiği (parametrik):

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{t_{N,T}}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*$$

Formülde yer alan değerler ise aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1}\right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{i,t} \hat{\mu}_{i,t-s}, \hat{s}_i^2 \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^2, \hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i$$

$$\tilde{\sigma}_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2, \hat{s}_i^{*2} \equiv \frac{1}{t} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{i,t}^{*2}, \tilde{s}_{N,T}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2} \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2}$$

$$\hat{L}_{11i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{i,t}^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{k_i} \left(1 - \frac{s}{k_i + 1}\right) \sum_{t=s+1}^T \hat{\eta}_{i,t} \hat{\eta}_{i,t-s}$$

$\hat{\mu}_{i,t}$, $\hat{\mu}_{i,t}^*$ ve $\hat{\eta}_{i,t}$ artıkları aşağıdaki regresyonlardan elde edilmektedir:

$$\hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{\mu}_{i,t} \hat{e}_{i,t} = \hat{\gamma}_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \hat{\gamma}_{i,k} \Delta \hat{e}_{i,t-k} + \hat{u}_{i,t}^*$$

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta x_{mi} + \hat{\eta}_{i,t}^{73}$$

Yatay kesit bağımlılığın varlığında altında kullanılmamakta olan Pedroni (1999) eşbütünleme testi sadece ilgili değişkenler arasındaki eşbütünleme ilişkisini araştırmaktadır. Kısa ve uzun dönem tahminleri için Panel FMOLS⁷⁴ ve Panel DOLS⁷⁵ ile tahminleme yapılması gerekmektedir.

⁷³ Notasyonlar ve uygulamaları hakkında daha genel bir bilgi için **Pedroni(1995)** makalesine bakılabilir.

⁷⁴ Tam Modifiyelemiş En Küçük Kareler (Fully Modified Ordinary Least Squares, FMOLS) yöntemi kısa dönem dinamikleri ile sabit etkiler parametrelerinin heterojenliğine izin vererek yapılan tahminleme bir yöntemidir.

⁷⁵ Dinamik Sıradan En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS) yöntemi, paneli oluşturan birimlerin homojen olduğu bilgisi ile yapılan tahmin yöntemidir.

1.3.2. Kao (1999)

Kao (1999) testi sabit etkiler modeli oluşturarak Dickey Fuller (1979) ve Genişletilmiş Dickey Fuller (1981) testlerini temel alan bir eşbütünleme testi olarak oluşturmuştur. Durağan olmayan değişkenlerin modele alınmasıyla oluşabilecek sahte regresyon problemini, serilerin durağanlık mertebelerinin belirlenip, artıklar üzerine temellenmiş bir analiz ile değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmaktadır. Sıfır hipotezinde eşbütünleşik ilişkinin olmadığı varsayımı araştırılmaktadır. Artık temelli panel eşbütünleme testleri⁷⁶ arasından β 'nin durağanlığı ve asimptotik dağılımını araştırması açısından ayrılmaktadır.

$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + \varepsilon_{it}$ olarak belirlenen panel regresyon modelinden artıklar, serisel korelasyon olmadığı varsayımı altında Dickey Fuller (DF) tipi yöntemle $\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + v_{it}$ olarak modellenir. ε_{it} 'nin tahmini değerleri, $\hat{e}_{it}$ olarak belirlenir. Hata terimlerinde birim kökün varlığının araştırılması amacıyla otoregresif parametre $H_0: \rho = 1$ sıfır hipotezi ile sınanır. En küçük kareler (EKK) yardımıyla hesaplanan “ ρ ” ve otoregresif parametreye ait test istatistiği aşağıdaki yöntemle hesaplanmaktadır.

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

$$t_{\rho} = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^{*2}}}{S_e}$$

Test istatistiği formülünde yer alan S_e standart sapma ve standart sapma formülü içerisinde yer alan e_{it}^* sırasıyla aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

⁷⁶Amaç eşbütünleme regresyon denkleminin artıklarında birim kökün varlığını araştırmaktır. Artıklarda birim kökün varlığı, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin olmadığını belirlerken hata terimlerinde birim kökün yokluğu, eşbütünleme regresyonunun değişkenleri arasında eşbütünleme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

$$S_e^2 = \left(\frac{1}{NT}\right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it}^* - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1}^*)^2$$

$$\hat{e}_{it}^* = y_{it}^* - \hat{\alpha}_i^* - \hat{\beta}^* x_{it}^* \quad (1.3.4)$$

Kao (1999) testi yatay kesit bağımlılığın bulunmadığı varsayımı üzerine kuruludur. Bu nedenle birimlerin arasında oluşabilecek içsellik gidermek amacıyla y_{it} ve x_{it} serileri dönüşüme uğramaktadır. $w_{it} = (u_{it}, \varepsilon_{it})'$ varsayımı iki değişkenli bir süreç olup, dönüşüm sonucunda elde edilen y_{it}^* ve x_{it}^* serileri uzun dönem varyans kovaryans matrisinin $\sigma_{0u\varepsilon}$ ve $\sigma_{0\varepsilon}$ elemanları yardımıyla elde edilir.

$$y_{it}^* = y_{it} - \sigma_{0u\varepsilon} \sigma_{0\varepsilon}^{-2} x_{it} \quad (1.3.5)$$

$$x_{it}^* = \sigma_{0\varepsilon}^{-1} x_{it} \quad (1.3.6)$$

Tahmini uzun dönem varyans kovaryans matrisi olarak tanımlanan “ Ω ”;

$$\Omega = \Sigma + \Gamma + \Gamma' = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{0u}^2 & \hat{\sigma}_{0u\varepsilon} \\ \hat{\sigma}_{0u\varepsilon} & \hat{\sigma}_{0\varepsilon}^2 \end{pmatrix}$$

ile ifade edilmektedir. Uzun dönem varyans kovaryans matrisinin oluşturulmasında yer alan diğer ifadelerin tanımlamaları aşağıda yer almaktadır.

$$\Gamma = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{j=1}^{T-1} \sum_{t=j+1}^T E(w_{it} w'_{it-j}) = \begin{bmatrix} \Gamma_u & \Gamma_{u\varepsilon} \\ \Gamma_{\varepsilon u} & \Gamma_{\varepsilon} \end{bmatrix}$$

$$\Sigma = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E(w_{it} w'_{it}) = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{u\varepsilon} \\ \sigma_{u\varepsilon} & \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}$$

Kao (1999) eşbütünleme testi için dört farklı test istatistiği oluşturmuştur. Güçlü dışsallık varsayımı altında DF_ρ ve DF_t istatistikleri kullanılırken, içsellik⁷⁷ durumunda ise DF_ρ^* ve DF_t^* test istatistikleri kullanılmaktadır.

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{51/5}}$$

$$DF_t = \sqrt{\frac{5t_\rho}{4}} + \sqrt{\frac{15N}{8}}$$

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

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

Formüllerde yazan değerler ise; $\sigma_{0v}^2 = \sigma_{0u}^2 - \sigma_{0u\varepsilon}^2 \sigma_{0\varepsilon}^{-2}$, $\sigma_v^2 = \sigma_u^2 - \sigma_{u\varepsilon}^2 \sigma_\varepsilon^{-2}$ olarak tanınlanmaktadır. Artıklarda serisel korelasyonun varlığı durumunda Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) tipi denklem oluşturularakeşbütünleme analizi yapılır.

⁷⁷ Hata terimleri ile bağımsız değişkenlerin korelasyonlu olması “içsellik” ile ifade edilir.

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{itp} \quad (1.3.7)$$

ADF tipi denklem için hesaplanacak olan “ ρ ” ve ADF test istatistiği hesaplamaları sırası ile verilmiştir.

$$t_{ADF} = \frac{(\hat{\rho} - 1) [\sum_{i=1}^N (e_i' Q_i e_i)]^{1/2}}{S_v}$$

$S_v^2 = (\frac{1}{NT}) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{v}_{itp}^2$ olarak ifade edilirken v_{itp}, v_{itp} 'nin tahmincisidir. ρ 'nun EKK tahmincisi $\hat{\rho}$ ise aşağıda verilmiştir.

$$(\hat{\rho} - 1) = \left[\sum_{i=1}^N (e_i' Q_i e_i) \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (e_i' Q_i v_i) \right]$$

ADF test istatistiği ise;

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \sqrt{6N} \hat{\sigma}_v / 2 \hat{\sigma}_{0u}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2 \hat{\sigma}_v^2} + \frac{3 \hat{\sigma}_v^2}{10 \hat{\sigma}_{0v}^2}}}$$

Olarak hesaplanmaktadır. Formülde geçen Q_i ise $Q_i = I - X_{ip}(X'_{ip}X_{ip})^{-1}X'_{ip}$ olarak hesaplanmaktadır. DF_{ρ} , DF_t , DF_{ρ}^* , DF_t^* ve ADF test istatistiklerinin asimptotik dağılımları ardışık limit teoremine göre $N(0,1)$ standart normal dağılıma yakınsamaktadır. Kao (1999) Monte Carlo sonuçlarına bakıldığında DF_{ρ} ve DF_t test istatistikleri güçlü sonuçlar göstermektedir. Ancak yapılan hesaplamalar DF_{ρ}^* ve DF_t^* test istatistiklerinin DF_{ρ} , DF_t ve ADF test istatistiklerinden daha güçlü olduğu ve daha iyi örnek özellikleri

gösterdiği yönündedir⁷⁸. Kao (1999), uygulamada homojen eşbütünleme vektörleri ve AR katsayıları ile çalışmaktadır. Eşbütünleme vektörünün çoklu dışsal değişken içermesine izin vermemesi ile eşbütünleme vektörlerinin belirlenmemesi ve birden fazla eşbütünleme vektörünün yer aldığı durumları incelememesi testin olumsuz özellikleri arasında sıralanabilir⁷⁹.

1.3.3. McCoskey ve Kao (1998)

Sıfır hipotezinde eşbütünleşik ilişkinin varlığının araştırıldığı McCoskey ve Kao (1998) testi, zaman serisi literatürüne Harris ve Inder (1994) ve Shin (1994) tarafından kazandırılmıştır. Eşbütünleşik ilişkinin olmadığı sıfır hipotezinin reddedilmesi üzerine kurulu testlere yapılan eleştiri sonrasında, tersi bir varsayım ile sıfır hipotezinde eşbütünleme ilişkisinin araştırıldığı çalışmalar ortaya atılmıştır. Ekonomik teorinin verdiği önsel bilgi doğrultusunda geliştirilen bu yapı daha ilgi çekici bulunmuştur. Geliştirilen testler ile eşbütünleme ilişkisinin olmadığı sıfır hipotezinin reddinin önüne geçilebilir. Böylece eşbütünleme ilişkisinin olmaması testin gücünün düşük olmasından değil veriyi yaratan sürecin doğasından kaynakladığı sonucuna varılabilir McCoskey ve Kao (1998) artık temelli bir test olmakla birlikte, sıfır hipotezinde eşbütünlemenin varlığını genişletilmiş LM testi en iyi yerel değişmez olarak sınamaktadır ve doğrusal regresyon modelinde hata terimlerinin varyans kovaryans matrisinin test edilmesine dayalı King ve Hiller (1985) test sınıfı içerisinde yer almaktadır.

Artık temelli eşbütünleme ilişkisinin varlığının sıfır hipotezinde sınıandığı bu testte, eşbütünleşik değişkenler için etkili bir tahmin tekniğinin oluşturulması gerekmektedir. Zaman serisi literatüründe tahminlerin asimptotik özelliklerinin etkin olabilmesi için Phillips ve Hansen (1990)'in önerdiği Tam Modifiye edilmiş (FMOLS) tahmincisi ile Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) tarafından önerilen

⁷⁸ Chihwa Kao, "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol.90, 1999, s.1-44.

⁷⁹ a.g.e s.372.

Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) tahmincileri geliştirilmiştir. Kao ve Chiang (1997) panel verilerle yapılan eşbütünleme analizinde LM-FMOLS ve LM-DOLS metodlarının her ikisinin tahminlerinin sıfır ortalamalı normal dağılan asimptotik özelliklere sahip olduğunu göstermiştir.

Tanımlanan model yatay kesit birimler arasındaki farklılıkların ifadesi için, eğim ve kesme parametrelerinin birimlere göre değişkenlik göstermesine izin vermektedir. $\{y_{it}, x_{it}\}$ 'nin tüm i 'ler için $I(1)$ olduğu varsayılın;

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1.3.8)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + u_{it} \quad (1.3.9)$$

$$e_{it} = \gamma_{it} + v_{it} \quad (1.3.10)$$

$$\gamma_{it} = \gamma_{it-1} + \rho u_{it} \quad (1.3.11)$$

$$\{v_{it}\} i. i. d N(0, \sigma_u^2)$$

Eşbütünleme testinin sıfır hipotezi $H_0: \rho = 0$ 'a karşılık alternatif hipotez $H_a: |\rho| \neq 0$ ile ifade edilir. $\rho = 0$ ise, $\varepsilon_{it} = v_{it}$ ve durağan olacaktır. $\rho \neq 0$ olduğu durumda ε_{it} durağan olmayacaktır. “ ρ ” aynı zamanda rassal bir şokun rassal yürüyüş ve durağan bileşendeki etkisi olarak yorumlanabilir. McCoskey ve Kao tarafından önerilen test istatistiği;

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

olacaktır. S_{it} hataların kısmi toplamını ifade ederken s^{+2} , uzun dönem koşullu varyans σ_u^2 'nin tutarlı tahmincisidir ve H_0 altında aşağıdaki gibi hesaplanırlar:

$$S_{it}^+ = \sum_{j=1}^t \hat{e}_{ij} s^{+2} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{ij}^{+2}$$

Hata sürecinde korelasyona izin verilmesi büyük bir problemin açığa çıkmasına neden olacaktır. EKK ile oluşturulan test istatistiklerinin tahmini, serisel korelasyonun varlığı ve içsel x_{it} ile sapmalı olacaktır. EKK ile yapılan tahminler sapmalı sonuçlara sebebiyet vereceğinden LM-FM ve LM-DOLS gibi optimal tahmincilerle ortak eğim parametresi olan β_i tahmin edilir.

LM-FM tahmincisi için gerekli tanımlamalar, LM-FM tahmincisi ($\hat{\beta}_{iFM}$) ve LM-FM test istatistiği sırası ile aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$u_{it}^+ = u_{it} - \bar{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \varepsilon_{it} \quad (1.3.12)$$

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \varepsilon_{it} \quad (1.3.13)$$

$$\hat{\beta}_{iFM} = (X_i' X_i)^{-1} (X_i' y_i^+ - e_k T \hat{\delta}^+)$$

$$LM^+ = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(\frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^{+2})}{\hat{\omega}_{1.2}^2}$$

β_i 'nin LM-DOLS tahmincisi $\hat{\beta}_{iD}$ için aşağıdaki regresyonun tahmin edilmesi ve test istatistiklerinin LM-FM'ye benzer şekilde kurulması gerekmektedir.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + \sum_{j=-q}^q c_{ij}\Delta x_{it+j} + v_{it}^* \quad (1.3.14)$$

McCoskey ve Kao(1998) nuisance parametre içermeyen ve heteroskedastisiteye izin veren bir testtir. LM-FM ve LM-DOLS testleri $T \geq 50$ büyüklüğündeki panellerde testin gücü oldukça iyi olmakla birlikte $T \geq 50$ 'nin altındaki birkaç gözlemde de iyi sonuçlar vermektedir. McCoskey ve Kao (1998)'nın sabit etkiler örneğinde $N=50$ ve $T=50$ olarak belirlenmiştir ve hareketli ortalamaların varlığı, hatalarla değişkenler arasında korelasyonun bulunması LM-FM ve LM-DOLS'nin farklı performanslar göstermelerine neden olur. Bu sebeple uygulamada tahmin yöntemi seçmek zorlaşabilmektedir. Genel olarak LM-DOLS testi bu etkileri gidermede daha başarılıdır ancak, bazı durumlarda LM-FM testi daha güçlü sonuçlar vermektedir. McCoskey ve Kao (1998) testi, sıfır hipotezinde eşbütünlemenin sınıandığı ilk panel veri testi olmakla diğer eşbütünleme testlerinden kendini ayırmaktadır.

1.3.4. Westerlund (2007)

Westerlund (2007) testi dört yeni panel eşbütünleme testini sıfır hipotezinde eşbütünleme ilişkisinin yokluğunu sınamak amacı ile geliştirmiştir. Yapılan bu eşbütünleme testi hata düzeltme modelinde yer alan hata düzeltme teriminin sıfıra eşitliği ile sınanmaktadır. Hata düzeltme teriminin sıfıra eşitliğinin reddedilmesi, eşbütünleme yokluğunu işaret eden sıfır hipotezinin de reddedildiği anlamına gelmektedir. Oluşturulan her bir test, birimlere ait kısa dönem dinamikleri ile beraber serisel korelasyonlu hata terimlerini, dışsal açıklayıcıları, birimlere özel trend terimlerini ve eğim parametrelerini içermektedir. Panel serilerde yer alması muhtemel yatay kesit bağımlılık için de Chang (2004)⁸⁰ün geliştirmiş olduğu bootstrap yöntemi⁸¹ kullanılmaktadır.

⁸⁰ Yoosoon Chang, "Bootstrap Unit Root Tests in Panel with Cross-Sectional Dependency", *Journal of Econometrics*, Vol.120, s.263-293.

Ardışık limit teoreminin kullanıldığı Westerlund (2007) testine ait dört testin limitte normal dağılımına sahip olduğu ve tutarlı sonuçlar gösterdiği yapılan Monte Carlo çalışmaları ile desteklenmiştir. Eşbütünleşik değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığını araştırmayı amaçlayan panel eşbütünleme tekniklerinin literatürde gösterdiği gelişme iki farklı gruba ayrılarak sonuçlanmıştır. McCoskey ve Kao (1998) ve Westerlund (2005a)⁸² tarafından ileri sunulan eşbütünlemenin varlığını sınavan sıfır hipotezi yaklaşımı ilk grup olarak gösterilirken, ikinci grup yaklaşımı eşbütünlemenin yokluğunu sıfır hipotezinde sınavan Engle-Granger (1987) metodolojisine dayanmaktadır. İkinci grup yaklaşımın ilham kaynağı olarak görülen Pedroni (1999,2004) Phillips ve Quliaris (1990)'e ait çalışmaları genişleterek birçok test geliştirmiştir. Eşbütünleşik ilişkinin iktisadi teori tarafından desteklendiği ancak Ho (2002)'ye ait çalışmalarda tersine sonuçlar alınması da artık temelli testlere ait sorunlardan kaynaklanmaktadır. Bu nedenle Westerlund (2007) artıkları temel alan bir test olup, Banerjee, Dolado ve Mestre (1998)⁸³ testini temel almıştır.

Westerlund (2007)'ın her bir testinde birim spesifik kısa dönem dinamikleri, serisel korelasyonlu hata terimleri, dışsal açıklayıcılar, birimlere ait kesme, trend ve eğim terimleri dikkate alınmaktadır. Bu testlerin ikisi alternatif hipotezlerinde panelin bir bütün olarak eşbütünleşik olduğunu, diğer ikisi ise yine alternatif hipotezlerinde panelde eşbütünleşik en az bir birimin olduğu ifadeleri için oluşturulmuştur.

Veri üretme sürecinin aşağıdaki gibi dikkate alınmaktadır;

$$y_{it} = \phi_{1i} + \phi_{2i}t + z_{it} \quad (1.3.15)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it} \quad (1.3.16)$$

⁸¹ Bilinen istatistiksel metodların ve varsayımların yetersizliği durumunda kullanılan, mevcut veri setinden çok daha büyük veri setleri oluşturularak yeniden örnekleminin yapıldığı bir yöntemdir.

⁸² Joakim Westerlund, "A Panel CUSUM Test of the Null of Cointegration", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol.67, 2005a, ss.231-262.

⁸³ Anindya Banerjee vd. "Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single – Equation Framework", **Journal of Time Series Analysis**, Vol.19, s. 267-283.

$t=1,...,T$ ve $i=1,...,N$ sırasıyla zaman serisi ve yatay kesit birimlerin indekslerini ifade etmektedir. x_{it} K boyutlu bir vektör olup rassal yürüyüş sürecini temsil ederken y_{it} , $\phi_{1i} + \phi_{2i}t$ deterministik ve z_{it} stokastik terimlerinden oluşmaktadır. Stokastik kısım olarak tanımlanan z_{it} (1.3.18)'deki gibi modellenir:

$$\alpha_i(L)\Delta z_{it} = \alpha_i(z_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}) + \gamma_i(L)'v_{it} + e_{it} \quad (1.3.17)$$

$\alpha_i(L) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}L^j$ ve $\gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij}L^j$ skalar büyüklüklerken, K boyutlu gecikme operatörünü "L" temsil etmektedir. (1.3.17) no'lu model, standart vektör hata düzeltme modeli çerçevesinde z_{it} modeli x_{it} koşulu altında gerçekleşmektedir. (1.3.15)'nin (1.3.17)'de yerine konulmasıyla y_{it} 'ye ait koşullu hata düzeltme modeli;

$$\alpha_i(L)\Delta y_{it} = \delta_{1it} + \delta_{2i}t + \alpha_i(z_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}) + \gamma_i(L)'v_{it} + e_{it} \quad (1.3.18)$$

ile ifade edilmektedir. $\delta_{1it} = \alpha_i(1)\phi_{2i} - \alpha_i\phi_{1i} + \alpha_i\phi_{2i}$ ve $\delta_{2i}t = -\alpha_i\phi_{2i}$ modele ait deterministik bileşenlerdir ve sabit ile doğrusal zaman trendi taşıyor olmalarından dolayı üç farklı durumla ifade edilmeleri gerekmektedir.

Durum 1: ϕ_{1i} ve ϕ_{2i} 'nin her ikisi de sıfırla kısıtlanmıştır. Veri üretme süreci bu durumda kesme ve trendden oluşan deterministik bileşenleri içermeyecektir.

Durum 2: $\phi_{2i} = 0$ ve ϕ_{1i} kısıtsızdır. Veri üretme süreci bu durumda sadece kesme teriminden oluşacaktır.

Durum 3: ϕ_{1i} ve ϕ_{2i} üzerinde herhangi bir kısıt bulunmamaktadır. Bu durumda veri üretme sürecinde y_{it} , kesme ve trend deterministik bileşenlerini içerecektir.

Her üç durumunda da (1.3.18) no'lu modelinin kararlılığı, içerdiği $y_{it-1} - \beta_i'x_{it-1}$ değişkenlerinin durağan olmasına bağlıdır. β_i vektörü y_{it} ve x_{it} arasında uzun

dönem denge ilişkisinin tanımıdır. Bu dengede meydana gelen bir sapma hata düzeltme parametresi α_i tarafından $-2 < \alpha_i \leq 0$ oranında düzeltilmektedir. Eğer $\alpha_i < 0$ ise, hata düzeltme mekanizması varlığı, değişkenler arasında yer alaneşbütünleme ilişkisini ifade etmektedir. $\alpha_i = 0$ durumunda, değişkenler arasında hata düzeltme mekanizması varlığı söz konusu olmayacak, eşbütünleme ilişkisine rastlanılmayacak ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yer almamış olacaktır. Böylece eşbütünleme ilişkisinin yokluğunun sınıandığı sıfır hipotezi ve alternatifi;

$$H_0: \alpha_i = 0$$

$$H_1: \alpha_i < 0$$

olarak belirlenir. Westerlund (2007)'de belirlenen dört test istatistiğinden ikisi hata düzeltme modelinin yatay kesitinden alınan havuzlanmış bilgilere dayanır ve panel istatistikleri olarak adlandırılır. Diğer iki test ise bu bilgiden faydalanmamakta olup grup ortalama istatistikleri adını alır. Panel istatistiklerinin hipotezleri aşağıdaki gibi belirlenmektedir.

$$H_0: \alpha_i = 0$$

$$H_1^p: \alpha_i = \alpha < 0 \text{ tüm } i\text{'ler için}$$

Panel istatistiklerinde hipotezlerin reddi tüm panelin eşbütünleme ilişkisini etkilemektedir. Buna karşılık olarak grup ortalama istatistikleri en az bazı birimlerin reddinin ifadesini taşımaktadır. Bu durumda aşağıdaki sıfır hipotezinin reddi en az bir yatay kesit birimde eşbütünleme ilişkisinin olduğunu vurgulamaktadır.

$$H_0: \alpha_i = 0$$

$$H_1^g: \alpha_i < 0 \text{ bazı } i\text{'ler için}$$

Yeni test istatistiklerinin hesaplanabilmesi için (1.3.18) no'lu modelin aşağıdaki yapı üzerinden ele almak yararlı olacaktır.

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta_i' x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (1.3.19)$$

$d_t = (1, t)'$, deterministik bileşenler vektörü olarak tanımlanan $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})$ ile tanımlanmaktadır. Ancak dört testinde temelini oluşturan, hata düzeltere modeli parametresi α_i 'nin tahmini sorun yaratmaktadır. β_i 'nin bilindiği varsayımı altında α_i 'nin EKK tahminini yapmak sağlıklı tahmin sonuçları vermeyeceği için (1.3.19) no'lu denkleminin yeniden yazılması gerekmektedir.

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i y_{it-1} + \lambda_i' x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (1.3.20)$$

Yapılan $\lambda_i = -\alpha_i \beta_i$ dönüşümü ile α_i 'nin EKK tahmini ve t-istatistikleri hesaplanabilir olacaktır. Grup ortalamalı test istatistikleri ile panel test istatistikleri ayrı ayrı ele alınacak olup, aşamalı bir yöntemle ifade edilecektir.

1.3.4.1. Grup Ortalama İstatistikleri

1. Aşama: (1.3.21) no'lu model her bir birim için EKK ile tahmin edilir.

$$\Delta y_{it} = \hat{\delta}'_i d_t + \hat{\alpha}_i y_{it-1} + \hat{\lambda}'_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{e}_{it} \quad (1.3.21)$$

Gecikme sayısı p_i 'nin birimlere göre değişkenlik göstermesine izin verilmektedir. Campbell ve Perron (1991)'a ait kural izlenerek $\hat{\alpha}_{ij}$ ve $\hat{\gamma}_{ij}$ 'ye ait gecikme sayılarının anlamlılıkları ardışık sınaama ile tespit edilerek gecikme uzunluğu belirlenebilir. Diğer alternatif Akaike Bilgi Kriteri (AIC) bilgi kriteri yardımı ile gecikme uzunluğunun belirlenmesidir.

2. Aşama: $\alpha_i(1)$ 'nin aşağıdaki denklemde tahmin edilmesidir.

$$\tilde{\alpha}_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}$$

Bu tahmin normal şartlar altında parametrik yöntemlerle yapılmaktadır. Ancak $\tilde{\alpha}_i(1)$ temelli testler özellikle p_i 'nin büyük olduğu durumlarda, otoregresif parametrelerin tahminin doğasındaki belirsizlik nedeni ile küçük örneklerde zayıf performans göstermektedir. Bu nedenle alternatif bir yaklaşım olarak Newey ve West tahmincisi⁸⁴ kullanılmaktadır.

$$\hat{\omega}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{j=-M_i}^{M_i} \left(1 - \frac{j}{M_i+1}\right) \sum_{t=j+1}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-j}$$

M_i ; Newey ve West tahmincisinin elde edilmesi için gerekli olan kovaryans sayısını belirleyen bant genişliği⁸⁵ parametresidir. Sıfır hipotezi altında $\hat{\omega}_{yi}^2$, $\omega_{ui}^2/\alpha_i(1)^2$ ile belirlenebilmektedir. Uzun dönem varyansı ω_{ui}^2 , bileşik hata terimini ise $\hat{u}_{it} =$

⁸⁴ Regresyon modelinin gerekli standart varsayımları sağlamadığı durumlarda regresyon modeline ait kovaryans matrisi parametrelerinin tahmin edilmesini sağlayan bir tahmincidir. Hata terimlerde otokorelasyon ve heteroskedastisitenin varlığında tutarlı sonuçlar elde etmek amacı ile kullanılmaktadır.

⁸⁵ Newey ve West tahmincisinin hesaplanması için dahil edilecek olan kovaryans sayısıdır. Sabit bir yöntem olan $4(T/100)^{2/9}$ ile tahmin edilmektedir.

$\gamma_i(L)^{v_{it}} + e_{it}$ temsil etmektedir. Bu durum $\alpha_i(1)$ 'nin alternatif olarak $\hat{\omega}_{ui}^2/\hat{\omega}_{yi}^2$ kullanılarak tahmin edilmesine izin vermektedir. Δy_{it} 'nin yerine $\hat{u}_{it}$ yazılarak Newey ve West tahmincisi elde edilir.

$$\hat{u}_{it} = \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{e}_{it}$$

$\hat{\gamma}_{ij}$ ve $\hat{e}_{it}$ (1.3.21) no'lu modelden elde edilebilmektedir. Yarı parametrik $\alpha_i(1)$ tahmincisi ise $\hat{\alpha}_i(1)$ olarak gösterilecektir.

3. Aşama: Son aşamada grup ortalamalarına ait test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$G_{\tau}^{86} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \text{ ve } G_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)}$$

$\hat{\alpha}_i$ 'ya ait standart hata $SE(\hat{\alpha}_i)$ ile gösterilir. Tahmin sürecinin deterministik terimleri içermediği, 1. ve 2. durumlar için sırasıyla, sabit ve trendlere göre modifiye edilmesi gerektiğini belirtmekte fayda vardır.

1.3.4.2. Panel İstatistikleri

Panel istatistikleri parametrelerle beraber dağılımların yatay kesit birimler arasında değişkenlik göstermesi sebebi ile yine üç aşamada tahmin edilecektir.

1. Aşama: İlk adım grup ortalama istatistiklerine benzemektedir. Birimlere göre gecikme uzunluğu p_i belirlenir, hatalar elde edilir.

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (1.3.22)$$

⁸⁶ Gecikme sayısının yüksek olduğu durumlarda G_{α} sıfır hipotezinin çoğunlukta reddine neden olmasından ötürü Westerlund G_{τ} test istatistiğini de geliştirmiştir.

ve

$$\tilde{y}_{it-1} = y_{it-1} - \tilde{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \tilde{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (1.3.23)$$

2. Aşama: $\Delta \tilde{y}_{it}$ ve $\tilde{y}_{it-1}$ yardımıyla genel hata düzeltme parametresi α ve standart sapması hesaplanır.

$$\hat{\alpha} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\hat{\alpha}_i(1)} \tilde{y}_{it-1} \Delta \tilde{y}_{it}$$

Standart hata;

$$SE(\hat{\alpha}) = \left((\hat{S}_N^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2 \right)^{-1/2}, \hat{S}_N^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{S}_i^2$$

$\hat{\sigma}_i$ 'nin (1.3.21) no'lu modelin standart hatasını temsil ettiği düşünüldüğünde, $\hat{S}_i = \hat{\sigma}_i / \hat{\alpha}_i(1)$ olarak tanımlanacaktır.

3. Aşama: Test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} ve P_\alpha^{87} = T \hat{\alpha}$$

Buraya kadar ele alınan hata düzeltme modelleri hesaplamaların basitliği sağlamak amacı ile yatay kesit bağımsızlığın olmadığı veya sıfır korelasyon varsayımına dayanmaktadır. Yatay kesit bağımlılığın olduğu durumda istatistikler x_{it}

⁸⁷ G_α test istatistiği için belirtilenler P_α için de geçerlidir.

yerine $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{it}$ ve y_{it} yerine $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}$ konularak hesaplanmaktadır. Bu sayede asimptotik dağılımlar etkilenmemektedir. Ancak Westerlund (2005b)'da da belirtildiği gibi yatay kesit ortalamalardan farkların alınması, küçük örnek özellikleri performanslarında değişmelere neden olacaktır⁸⁸. Bu olumsuzluğu gidermek amacıyla bootstrap yönteminin uygulanması tercih edilmiş ve böylece yatay kesit bağımlılık varsayımı altında çıkarımların yapılmasına olanak sağlanmıştır. Chang (2004) tarafından kullanılan bootstrap yöntemi ise aşağıdaki aşamaları takip etmektedir.

1. Aşama: Aşağıdaki EKK regresyonu tahmin edilir.

$$\Delta y_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{e}_{it} \quad (1.3.24)$$

Regresyondan elde edilen artıklarla bootstrap yönteminin temelini oluşturan vektör $\hat{e}_t = (\hat{e}_{1t}, \dots, \hat{e}_{Nt})'$ olduğunda, $\hat{\omega}_t = (\hat{e}'_t, \Delta x'_t)'$ olarak belirlenir. Bu vektörün sıfır hipotezi altında (1.3.24) no'lu denklemden elde edilmiş olması önem taşımaktadır. Eğer sıfır hipotezi altında gerçekleştirilmemişse, bootstrap testi tutarlı olmayacaktır. Durum 3'de y_{it} 'deki trendi temsil etmesi için (1.3.24) no'lu denklemin bir sabitle genişletilmesi gerekmektedir. Merkezi hata vektörü $\tilde{\omega}_t$ ile, $\omega_t^* = (e_t^{*'}, \Delta x_t^{*'})'$ bootstrap örnekleri oluşturulmalıdır. Yeniden örneklendirmenin $\tilde{\omega}_{it}$ yerine $\tilde{\omega}_t$ ile oluşturulması e_{it} 'nin yatay kesit korelasyon yapısını ve içsel etkilerini muhafaza etmektedir.

2. Aşama: Bootstrap tahmincisi Δy_{it}^* elde edilir. Öncesinde genel hata terimi u_{it} 'nin bootstrap versiyonu oluşturulur.

⁸⁸ Joakim Westerlund, "New Simple Tests for Panel Cointegration", *Econometrics Reviews*, Vol. 24, 2005b, s.297-316.

$$u_{it}^* = \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j}^* + e_{it}^*$$

$$\Delta y_{it}^* = \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j}^* + u_{it}^*$$

$\hat{\gamma}_{ij}$ ve $\hat{\alpha}_{ij}$ (1.3.24) no'lu modelden EKK ile elde edilen parametrelerdir.

3. Aşama: Aşağıdaki tanımlamalar oluşturularak bootstrap testinin geçerliliğini koruması sağlanır.

$$y_{it}^* = y_{i0}^* + \sum_{j=1}^t \Delta y_{ij}^* \text{ ve } x_{it}^* = x_{i0}^* + \sum_{j=1}^t \Delta x_{ij}^* \quad (1.3.25)$$

y_{i0}^* ve x_{i0}^* sıfır kabul edilen başlangıç değerlerini temsil etmektedir. y_{it}^* ve x_{it}^* bootstrap örnekleri oluşturulduktan sonra bootstrap hata düzeltme istatistiğinin hesaplanması gerekmektedir. Daha önce hesaplanan test istatistikleri ile aynı mantıkta hesaplanan t_j^* ($j=1, \dots, S$) test istatistiği her birim için hesaplandığında diğer bir ifadeyle S defa hesaplandığında elde edilecektir. Hesaplanan değerler t_c^* kritik değerleri ile karşılaştırılmakta ve eğer t_j^* değeri daha küçükse sıfır hipotezi reddedilmektedir⁸⁹

⁸⁹ Joakim Westerlund, "Testing For Error Correction in Panel Data", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 2007, Vol.69, s.709-748.

İKİNCİ BÖLÜM

PANEL NEDENSELLİK ANALİZİ VE PANEL VEKTÖR OTOREGRESİF MODELLERİ

Panel verilerde son zamanlarda yatay kesit veriler ile zaman serilerinin bir araya gelmesi ile yapılan ekonomik analizler dikkat çekmeye başlamıştır. Bu nedenle literatüre bakıldığında geleneksel zaman serisi yapısına benzeyen ancak yatay kesit boyutunun varlığı nedeni ile varsayımları esnetilmiş çalışmalarla karşılaşılacaktır. Temelde benzerlik gösteren testler panel veriler için ele alınacak olup, yatay kesit boyutunun dahil edilmesi ile artan gözlem sayısına karşılık daha tutarlı tahminler Panel Nedensellik ve Panel Vektör Otoresif Modellerler bu bölümde incelenecektir.

2.1. Nedensellik Analizi

Ekonomik değişkenler arasında özel olduğu varsayılan ilişkilerin ampirik incelemeler sonucunda, aralarındaki ilişkinin kendilerine özgü olmasından ötürü literatüre “neden olma” olarak geçen bu ilişkinin ifadesi geçmiş çalışmalarda oldukça farklı anlatımlarla şekillenmiştir. Pearl (2009) ve Hoover (2001)’e ait kaynaklarda bahsedildiği üzere tek bir ifade tekniği bulunmamaktadır. Her ne kadar “neden olma” (causation) terimi literatüre Granger (1969)⁹⁰ tarafından geçse de, kendisinin bu terime Weiner (1956)’a ait olan bir çalışmada ilk defa rastladığı Granger (1985) makalesinde yer almaktadır.

⁹⁰ W.J.C. Granger, “Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, *Econometrica*, Vol.37, 1969, ss.424-438.

2.1.1. Granger Nedensellik Analizi

Granger’a göre iki mekanizma ile değişkenler arasındaki ilişki incelenebilmektedir. Bunlar geri bildirim ve nedenselliklerdir⁹¹. İktisadi olaylar arasındaki ilişkinin incelenebilmesi ve daha da önemlisi test edilebilmesi amacıyla Granger, nedensellik analizini ortaya atarak istatistiksel ve iktisadi çalışmalar için günümüzde oldukça fazla kullanılan bir teori geliştirmiştir. Genel olarak iki değişkenli bir modelde durağan olma koşulu altında şayet x değişkeni y değişkeni etkiliyor, öngörü başarısını kendi ve geçmiş değerleri ile arttırabiliyorsa x değişkeni y değişkeninin Granger nedeni olarak tanımlanmaktadır. Granger’a göre nedensellik ancak stokastik ilişkiler yardımı ile belirlenebilmekte ve değişkenlerin tüm deterministik öğelerden arındırılmış olması gerekmektedir.

Granger nedenselliğin tanımına bakıldığında X_t ve Y_t iki zaman serisi değişkeni olmak üzere, Y_t ’nin gelecekte alabileceği değerlerin öngörü yardımı ile belirlenmesi amaç edinilmiştir. Bu amacı gerçekleştirebilmek için iki bilgi kaynağının olduğu varsayılır. Bunlardan ilki Y_t ’nin kendi geçmiş değerleri olup, ikincisi ise, deterministik öğelerden arındırılmış ikinci bir zaman serisi olan X_t ’dir. Y_t ’ye ilişkin öngöründe bulunulurken, Y_t serisinin geçmiş değerlerinin yanında X_t serisinin de şimdiki ya da geçmiş değerlerini kullanmanın, yalnızca Y_t ’nin kendi geçmiş değerleri ile yapılacak öngöründen daha başarılı olup olmadığı Granger nedensellik analizi araştırılmaktadır. Hoover (2003) bu ilişkileri; X_t ’ye ait şimdiki ve geçmiş değerlerin sıfıra eşit olmaması X_t ve Y_t arasında nedensel bir ilişkinin olacağı, sıfıra eşit olması ise X_t ve Y_t arasında nedensel bir ilişkinin olmayacağı⁹² yönünde yorumlamıştır.

⁹¹ W.J.C. Granger, “Some Aspects of Causal Relationships”, **Journal of Econometrics**, Vol. 112, 2003, ss.69-71.

⁹² Kevin D. Hoover, “Some Casual Lesson for Macroeconomics”. **Journal of Econometrics**. Vol.112, 2003, ss.2.

2.1.2. Panel Nedensellik Analizi Ve Testleri

Günümüzde oldukça yaygınlaşan bir analiz olan nedensellik analizi sadece zaman serilerinde değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi amacıyla yapılan bir analiz olmaktan çıkıp geliştirilen model ve tekniklerle panel veri analizinde de değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını ve varlığı durumunda yönü hakkında bilgi almak amacıyla kullanılan bir yöntemdir. Panel verilerde nedensellik ilişkisinin incelenmesinin bazı avantajları bulunmaktadır. Bunlar zaman serisi varsayımlarının esnetilmesi, yatay kesit birimlerin varlığı sebebi ile yüksek sayıda gecikme uzunluklarının olması ve bunların zamana göre değişebilir olması olarak sayılabilir⁹³. Böylece artan gecikme uzunluğu sayısı ile zaman serilerinde kısıtlı olduğu iddia edilen gözlem sayısı panel verilerle yapılan analizlerde bir problem olmaktan çıkmaktadır.

Panel verilerle yapılacak olan nedensellik analizinde kurulacak hipotezler, yatay kesit birimlerin varlığı sebebi ile homojen veya heterojen olma özelliği gösterebilmesi sebebi ile dikkat gerektirmektedir. Eğim katsayılarının homojen veya heterojen olmasına göre belirlenecek yapılarla ifade edilen hipotezlere göre analiz yönteminin belirlenmesi gerekecektir. Bu çalışmanın ilerleyen bölümlerinde vektör otoregresif modellerin analizi ilk defa Holtz Eakin, Newey ve Rosen (HNR, 1985) tarafından ortaya atılan panel nedensellik ve panel vektör otoregresif modellere ait olan test yapısı ile incelenecektir. Teorinin ilerleyen aşamalarında Hurlin ve Venet (2001) ile Dimitrescu ve Hurlin (2011) testleri ile homojen ve heterojen paneller üzerine yapılan çalışmalar incelenmiş olup nedensel ilişkisizlik ve nedensel ilişkinin incelendiği diğer panel nedensellik testleri ele alınacaktır.

⁹³ Holtz D. Eakin vd. "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*, Vol.56, 1988, s.1373.

2.1.2.1. Holtz Eakin, Newey ve Rosen (1985)

Holt Eakin, Newey ve Rosen (HNR, 1985) nedensellik testi geleneksel zaman serisi yapısından türetilerek oluşturulmuştur. Chamberlain metodu geliştirilerek gecikme sayısının belirlenme sorununun üstesinden gelinmesiyle, araç değişkenler kullanılarak model genişletilmiştir. Trendden arındırılmış x ve y değişkenleri arasındaki nedensellik (Granger) ilişkisinin tanımlanabilmesi için, bir değişken olan x'in y'nin Granger nedeni olmadığı bir durumda yapılacak öngöründe, x'in gecikmeli değerlerinin eklenmesi ile y'nin açıklanma gücü artış göstermiyorsa, x'in y'nin nedeni olmadığı çıkarımı yapılmaktadır.

Holtz Eakin, Newey ve Rosen (1985)'de temel model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{t-j} + \sum_{k=1}^n \delta_k x_{t-k} + u_t \quad (2.1.1)$$

(2.1.1) no'lu denklemde α 'lar ve δ 'lar parametre, m ve n ise u_t 'nin beyaz gürültü olmasını sağlayacak gecikme uzunluklarıdır. m ve n gecikme uzunluklarının eşit olma zorunluluğu bulunmamaktadır. Ancak geleneksel metottan uzaklaşmamak amacı ile eşit oldukları varsayılmaktadır. x'in y'nin nedeni olup olmadığı $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m$ hipotezinin sıfır'a eşitliği ile sınanmaktadır. Sınama F-testleri yardımıyla gerçekleştirilmektedir.

Testlerin uygulanabilmesi ve (2.1.1) no'lu modelde yer alan parametrelerin tutarlı sonuçlar vermesi için x ve y gözlemlerinin gerekli sayı koşulunu sağlaması gerekmektedir. Yatay kesit gözlem sayısının sayıca daha üstün olmasından dolayı, birim etki problemi oluşabilmektedir. HNR (1985)'e göre gözlenemeyen değişkenlerin

bağımlı değişkende bıraktığı kalıcı etkilerden dolayı, modelin sağ tarafından yer alan değişkenler birim etki ile korelasyonlu olacaktır. Korelasyonun ihmal edilmesi durumda ise tutarsız tahminler elde edilecektir. Bu nedenle HNR (1985) panel nedensellik analizinde incelenen model birim etkilerin varlığı varsayımı altında gerçekleşmektedir.

N yatay kesit birimin T zaman periyodunda incelendiği ve i'nin yatay gözlemlerini t'nin ise zaman periyodunu temsil ettiği (2.1.2) no'lu modelde verilmiştir.

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{it-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j x_{it-j} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \text{ ve } t = (m+1), \dots, T \quad (2.1.2)$$

(2.1.2) no'lu modelde u_{it} beyaz gürültü ise model geleneksel tekniklerin kullanımına uygun olacaktır. Ancak model i. yatay kesit birim için birim etkiler (f_i) içeriyorsa model (2.1.3)'deki gibi oluşturulmalıdır⁹⁴.

$$y_{it} = \alpha_0 + f_i + \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{it-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j x_{it-j} + u_{it} \quad (2.1.3)$$

$$y_{it} - y_{it-1} = \sum_{j=1}^m \alpha_j (y_{it-j} - y_{it-j-1}) + \sum_{j=1}^m \delta_j (x_{it-j} - x_{it-j-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (2.1.4)$$

Birim etkilerin (f_i) dahil edildiği (2.1.3) no'lu modelde, standart yöntemlerle birim etki fark alma işlemi modelden düşürülmekte ve sonrasında genelleştirilmiş en küçük kareler (GEKK) ile (2.1.4) modeli tahmin edilmektedir. Fark alma yöntemi ile birim etkileri modelden düşürülmesi ile y_{it-1} , u_{it-1} ile bağımlı ($u_{it} - u_{it-1}$) ise ($y_{it} - y_{it-1}$) açıklayıcı değişkeni ile korelasyonlu olacaktır. Fark alma işlemi

⁹⁴ x ve y değişkenlerinin trendden arındırılması gerekiyorsa (2.1.2) no'lu model trend parametresini (d_t) içerecek şekilde genişletilebilir.

sonucunda ortaya çıkan bu etkiler Nickel (1981) tarafından belirlenmiş ve eşanlılık probleminin sadece zaman serilerine ait olmadığı panel verilerde de rastlanılabildiği ifade edilmiştir. Eşanlılık problemine karşılık genel yaklaşım araç değişkenler yönteminin kullanımıdır. Bu sebeple Holt Eakin, Newey ve Rosen (1985) panel verilerle araç değişkenler kullanılarak Chamberlain yöntemini geliştirmiş ve panel nedensellik analizi gerçekleştirmiştir. Chamberlain (1983)'e ait olan (2.1.5) no'lu model ile ifade edilmiştir. Notasyonda kolaylık sağlamak amacı ile modeller dört periyoddan ve bir gecikme uzunluğundan oluşmaktadır.

$$\begin{aligned}
 y_{i1} &= \alpha_{01} + \alpha_{11}y_{i0} + \delta_{11}x_{i0} + \psi_1f_i + u_{i1} \\
 y_{i2} &= \alpha_{02} + \alpha_{12}y_{i1} + \delta_{12}x_{i1} + \psi_2f_i + u_{i2} \\
 y_{i3} &= \alpha_{03} + \alpha_{13}y_{i2} + \delta_{13}x_{i2} + \psi_3f_i + u_{i3} \\
 y_{i4} &= \alpha_{04} + \alpha_{14}y_{i3} + \delta_{14}x_{i3} + \psi_4f_i + u_{i4}
 \end{aligned} \tag{2.1.5}$$

Burada $\psi_t (t = 1,2,3,4)^{95}$ t periyodunda birim etkilerin çarpan katsayısıdır. (2.1.5) no'lu modellerin birim etkilerle beraber zamana göre değişkenlik gösteren katsayıları içermesi ve fark alma işlemi ile birim etkiler yok edilemeyeceği nedeni ile Chamberlain, eşitliğin t zamanda (ψ_{t+1}/ψ_t) ile çarpıp t+1 periyodundaki modelden çıkartılması önerisinde bulunmuştur. Bu durumda dönüşüme tabi modeller aşağıdaki gibi olacaktır⁹⁶.

$$y_{i2} = (\alpha_{02} - r_2\alpha_{01}) + (\alpha_{12} + r_2)y_{i1} - r_2\alpha_{11}y_{i0} + \delta_{12}x_{i1} - r_2\delta_{11}x_{i0} + (u_{i2} - r_2u_{i1})$$

⁹⁵ Kullanılan model sadece dört periyottan oluşmaktadır.

⁹⁶ Birinci modelin kendisi ile dönüşümünden sonuç sıfır olmaktadır. Bu nedenle ikinci modelden başlanılmıştır.

$$y_{i3} = (\alpha_{03} - r_3\alpha_{02}) + (\alpha_{13} + r_3)y_{i2} - r_3\alpha_{12}y_{i1} + \delta_{13}x_{i2} - r_3\delta_{12}x_{i1} + (u_{i3} - r_3u_{i2})$$

$$y_{i4} = (\alpha_{04} - r_4\alpha_{03}) + (\alpha_{14} + r_4)y_{i3} - r_4\alpha_{13}y_{i2} + \delta_{14}x_{i3} - r_4\delta_{13}x_{i2} + (u_{i4} - r_4u_{i3})$$

(2.1.6)

(2.1.6) no'lu modellerdeki ilgili parametreler aşağıdaki gibi elde edilir.

$$r_2 = \left(\frac{\psi_2}{\psi_1}\right), r_3 = \left(\frac{\psi_3}{\psi_2}\right), r_4 = \left(\frac{\psi_4}{\psi_3}\right)$$

Amaç (2.1.5) no'lu modelleri birlikte tahmin etmek ve nedensellik analizi gerçekleştirmektir. Sağ tarafta bulunan değişkenlerin hata terimi ile korelasyonlu olmalarından ötürü, araç değişkenler yöntemi ile tahmin edilmesi gerekecektir. x ve y değişkenleri için kullanılacak en yakın araç değişkenler kendilerinin gecikmeli değerleridir. (2.1.5)'deki her değişken tahmin edilememektedir. t=4 durumunda, eşitliğin sağ tarafında $y_{i3}, y_{i2}, x_{i3}, x_{i2}$ olmak üzere dört adet değişken bulunmakta ve $(u_{i4} - r_4u_{i3})$ ile korelasyonlu olmayan y_{i1}, y_{i2}, x_{i1} ve x_{i2} gecikmeli değerleri bulunmaktadır. t=3 ve t=2 için gerekli araç değişkenlerin yeterli olmaması sebebi ile periyotlara ait modellerin tahmin edilemediği belirtilmiştir. İkinci farkında alınması durumunda t=4 periyodu için oluşturulacak modelin de kullanılamayacağı belirtilmiştir. Gecikme sayısının artması ile gerekli araç değişken sayısının artması HNR (1985) tarafından “gecikme sayısı sorunu” olarak ifade edilmiştir. Bu nedenle Holt Eakin, Newey ve Rosen (1985) daha önce literatürde yer almamış bir yöntemle panel nedensellik testi geliştirmiştir.

HNR (1985) testinin detaylıca açıklanmasından önce, ortogonalite koşullarının incelenmesi gerekmektedir.

$$E\{y_{is}u_{it}\} = E\{x_{is}u_{it}\} = E\{f_i u_{it}\} = 0, \quad s < t \quad (2.1.7)$$

$v_{it} = (u_{it} - u_{it-1})$, $s \geq 2$ ⁹⁷ olduğunda ve y_{it-s} ile x_{it-s} ile korelasyonsuzken (2.4) no'lu denklemin parametrelerinin belirlenebilmesi (2.1.7)'deki ortogonalite şartları ile sağlanabilmektedir. Her bir t periyodunda denklemin sağında $2m$ sayıda değişken bulunmaktadır. Bu parametrelerin tahmin edilebilmesi için en az $2m$ kadar, $2(t-2)$ sayıda araç değişken $[y_{it-2}, \dots, y_{i1}, x_{it-2}, \dots, x_{i1}]$ 'nin modelde yer alması gerekmektedir. Bu durumda denklemin sağ tarafında bulunması gereken değişken sayısının $2(t-2) \geq 2m$ ya da $t \geq m+2$ koşulunu sağlaması gerekmektedir. Parametrelerin zamana göre değişkenlik gösterdiği durumda ise kullanılacak model α 'nın t ile ilişkili olmasına izin verilerek oluşturulmuştur. Bu durumda (2.1.4)'teki model (2.1.8) no'lu modele dönüştürülmüştür.

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha_t + \psi_t f_i + \sum_{j=1}^m \alpha_j (y_{it-j} - y_{it-j-1}) + \sum_{j=1}^m \delta_j (x_{it-j} - x_{it-j-1}) + (u_{it} - u_{it-1})$$

$$[t = (m+1), \dots, T] \quad (2.1.8)$$

$$\alpha_t = \alpha_{0t} - \alpha_{0t-1}$$

Birim etkilerden modeli arındırmak amacıyla farkı alınan (2.1.8) no'lu denklem (2.1.9)'da ki dönüşüme uğramıştır.

$$y_{it} = \alpha_t + \sum_{j=1}^{m+1} c_{jt} (y_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^{m+1} d_{jt} (x_{i,t-j}) + v_{it} \quad [t = (m+2)^{98}, \dots, T] \quad (2.1.9)$$

⁹⁷ $s \geq 2$ şartı (2.4) no'lu denklemin bir gecikmeli farkının alınmış olmasından kaynaklanmaktadır.

⁹⁸ Farkı alınmış denklem olmasından dolayı $t = (m+1)$ bir adım ilerlemiştir.

Burada $r_t = (\frac{\psi_t}{\psi_{t-1}})$ eşitliğinden yararlanarak bazı ifadelere açıklık getirecek olursak;

$$\alpha_t = \alpha_{0t} - r_t \alpha_{0t-1}$$

$$c_{1t} = r_t + \alpha_{1t}$$

$$c_{jt} = \alpha_{jt} - r_t \alpha_{j-1,t-1} \quad [j = 2, \dots, m]$$

$$c_{m+1,t} = -r_t \alpha_{m,t-1}$$

$$d_{1t} = \delta_{1t}$$

$$d_{jt} = \delta_{jt} - r_t \delta_{j-1,t-1} \quad [j = 2, \dots, m]$$

$$d_{m+1,t} = -r_t \delta_{m,t-1}$$

$$v_{it} = u_{it} - r_t u_{i,t-1} \quad (2.1.10)$$

olarak belirlenir. HNR (1985)'ye göre tüm parametrelerin durağan olduğu varsayımı altında birim etkilerin dahil edildiği klasik model üzerinden gidilebilmektedir. Bu testte parametre tahminleri en geniş model üzerinden yapılacaktır. Gerekli notasyonlarla beraber en geniş model için belirlenen zaman periyodunda gözlem vektörü;

$$Y_t = [y_{1t}, \dots, y_{Nt}]' \text{ ve } X_t = [x_{1t}, \dots, x_{Nt}]'$$

olarak tanımlanır. (2.1.9) no'lu denklemde eşitliğin sağ tarafında bulunan e $N \times 1$ boyutlu bir vektör iken $N \times (2m+3)$ boyutlu gözlem vektörü aşağıdaki gibi oluşturulur.

$$W_t = [e, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m-1}, X_{t-1}, \dots, X_{t-m-1}]$$

Dönüşüm sonucu elde edilen hata terimleri $V_t = [v_{1t}, \dots, v_{NT}]'$ ile ifade edilirken, katsayılardan oluşan $(2m+3) \times 1$ boyutlu B vektörü ise aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$B_t = [\alpha_t, c_{1t}, \dots, c_{m+1,t}, d_{1t}, \dots, d_{m+1,t}]'$$

Verilen tüm notasyonlarla değerlendirildiğinde (2.1.9) modeli

$$Y_t = W_t B_t + V_t \quad [T = (m+3), \dots, T] \quad (2.1.11)$$

ile ifade edilir. Araç değişkenler matrisi ise $Z_t = [e, Y_{t-2}, \dots, Y_1, X_{t-2}, \dots, X_1]'$ dir. Bu durumda (2.1.11) araç değişkenler matrisi ile genişletildiğinde B 'nin tahmini için (2.1.11) no'lu eşitlik Z' ile çarpılır. $Z'Y = Z'WB + Z'V$. Bu aşamadan sonra GEKK ile tutarlı araç değişkenler tahmini elde edilebilir.

Tahminlerin ardından kısıtlı ve kısıtsız modeller oluşturularak, F testi ile nedensellik ilişkisi belirlenebilmektedir. (2.1.9) no'lu modelde x , y 'nin nedenidir kısıtlaması $t=4$ olduğu kabul edildiğinde $d_{14} = d_{24}$ olacaktır. Kısıtlı (RSS_2) ve kısıtsız

(RSS_1) modellere ait artık kareler toplamları (SSR) hesaplanarak nedensellik analizi F-testi yardımıyla test edilir⁹⁹.

2.1.2.2. Hurlin ve Venet (2001)

Hurlin ve Venet (HV, 2001), yatay kesit birimlerin sayısının zaman gözlem sayısından sayıca fazla olması ile birimler arasında ortaya çıkabilecek heterojenliğin vektör otoregresif modeller ile ele alınarak incelendiği, sabit etkilerin dahil edildiği ve nedenselliğin dört farklı aşama ile araştırıldığı bir testtir. Geleneksel Granger nedensellik testinden türetilerek oluşturulmuş HV testinde her bir birim için x 'e ait tüm bilgiler kullanılarak yapılan tahminde y 'nin açıklama gücünde bir artış sağlanıyorsa x değişkeninin y 'nin nedeni olduğu söylenmektedir.

Bu test nedenselliği, p sıralı bir doğrusal otoregresif modelde dört farklı nedensellik ilişkisi yolu ile tahmin etmektedir. İlki homojen nedensel ilişkisizlik hipotezidir (homogenous non causality hypothesis, HNC). Bu hipotez ile hata bileşeni modelinde birimler arasında farklılaşan bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sanılmaktadır. İkincisi homojen nedensellik hipotezidir (homogenous causality hypothesis, HC). N nedensellik ilişkisini bulunduğu ve birimlere ait y tahminlerinin, x ve y değişkenlerinin geçmiş değerlerinin eşit olduğu koşulu altında elde edildiği hipotezini sınamaktadır. Son iki hipotez ise heterojen nedensellik hipotezi (heterogenous causality hypothesis, HEC) altında yer almaktadır. Birincisi, ilk olarak en az bir birimde en çok N birimde nedensellik ilişkisinin olduğu yönünde kurulmakta ikincil olarak birimlere ait y tahminlerinin heterojen olduğu hipotezi altında gerçekleşmektedir. İkincisi ise heterojen nedensel ilişkisizlik hipotezidir ve en az bir en çok $N-1$ birimde nedensel ilişkisizlik olduğu yönünde kurulmaktadır. Test, Fisher istatistiklerini takip ederek Wald

⁹⁹ Holtz D. Eakin vd. "Implementing Casuality Tests with Panel Data, With an Example from Local Public Finance", **NBER Technical Paper Series**, Technical Working Paper No.48, 1985.

F-testi ile gerçekleştirilmektedir. Küçük T ve büyük N'den oluşan veri setlerinin tahmininde oluşabilecek sapma ve tutarsızlığın böylece önlenmiş olduğu düşünülmektedir.

Kovaryans durağan iki değişken olan x ve y değişkenlerinin T zaman gözlemi ve N yatay kesit gözlemi boyunca gözlemlendiği varsayalım. Geleneksel zaman serisinde Granger nedensellik tanımlamasına göre, her bir birim için $i \in Nx$ 'e ait tüm bilgiler kullanılarak yapılan tahmin ile y'nin açıklama gücünde bir artış sağlanıyorsa x değişkeninin y'nin nedeni olduğu söylenmektedir. Bu açıklama ile oluşturulan vektör otoregresif modeli (Vector Autoregressive Model, VAR) (2.1.12)'deki gibi ifade edilsin.

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \gamma^{(j)} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \beta_i^{(j)} x_{i,t-j} + v_{i,t}, \quad \forall t \in [1, T] \quad (2.1.12)$$

Gecikme sayısı p olarak tanımlanırken, $v_{i,t} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$ ve $\varepsilon_{i,t}$ i.i.d $(0, \sigma^2)$ olmaktadır. Otoregresif katsayı $\gamma^{(j)}$ 'nin birimler boyunca özdeş olduğu ve regresyonun eğim katsayıları olan $\beta_i^{(j)}$ 'nin birimler boyunca kendi özelliklerini taşıdığı kısacası birimler arasında değişmesine olanak tanıdığı kabul edilmektedir. Standart nedensellik testleri $\beta_i^{(j)}$ 'nin doğrusal kısıtlamaları yoluyla yapılmaktadır. Ancak, panel veride oluşturulacak olan bir nedensellik testinin birimler arasındaki heterojenliğin dikkate alınarak test edilmesi gerektiği HV (2001) tarafından vurgulanmıştır. Heterojenliğin bulunduğu bazı birimlerde x'in y'nin açıklama gücünü arttırdığı gözlemlenebilirken, bazı birimlerde ise arttırmadığı gözlemlenmektedir. Bu nedenle Hurlin ve Venet (2001) veri setini iki alt gruba ayırmakta ve nedensellik farklı yapı ve hipotezler yardımıyla Şekil.1'deki gibi aşamalı olarak test edilmektedir.

1. Homojen Nedensel İlişkisizlik Hipotezi (HNC)

Hata bileşeni modeline uygulanan bu hipotez birimlere özgü nedensellik ilişkisinin olmadığı yapıyı sınamaktadır.

2. Homojen Nedensellik Hipotezi (HC)

N farklı homojen nedensellik ilişkisi sınanmaktadır.

3. Heterojen Nedensellik Hipotezi (HEC)

Öncelikle en az bir birimde en çok N birimde nedensellik ilişkisinin bulunduğu daha sonra ise α_i 'nin heterojen olduğu varsayılmaktadır.

4. Heterojen Nedensel İlişkisizlik (HENC)

Burada ise en az bir en çok N-1 birimde nedensel ilişkinin bulunduğu varsayılmaktadır.

Dört farklı hipotez için oluşturulacak dört farklı test istatistiği 12) no'lu model dikkate alınarak aşağıda incelenecektir.

- **HNC Hipotez Testi:** İlk aşama homojen nedensel ilişkisizliğinin testidir. Testin gerçekleştirilmesi için (2.11) no'lu modelde $x_{i,t-k}$ ile ilişkili eğim parametrelerinin tüm i ve j'lerde sifıra eşitliğinin sınanması gerekmektedir. Böylece oluşturulacak HNC hipotezi;

$$H_0: \beta_i^{(j)} = 0 \quad \forall i \in [1, N], \forall j \in [1, p]$$

$$H_a: \exists \frac{(i,j)}{\beta_i^{(j)}} \neq 0$$

olarak belirlenir. N ve p kısıtları altında Wald test istatistiği (2.1.13)'deki gibi hesaplanmaktadır.

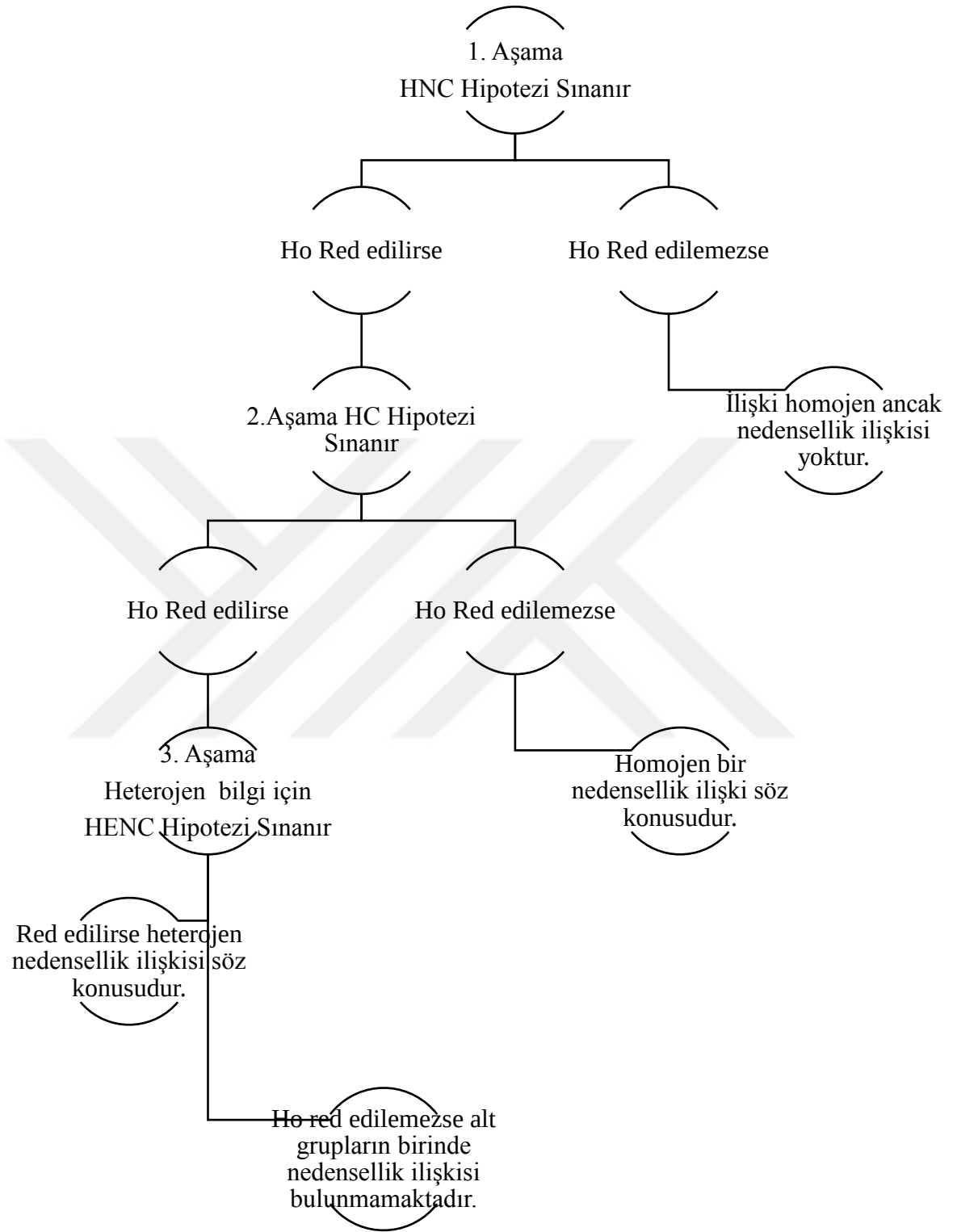
$$F_{hnc} = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/(Np)}{RSS_1/[NT - N(1 + p) - p]} \quad (2.1.13)$$

RSS_2 , H_0 kısıtı altında (2.1.12) no'lu modelin artık kareler toplamını RSS_1 ise (2.1.12) no'lu modelin artık kareler toplamını ifade etmektedir. F_{hnc} istatistiği Fisher dağılımına uygunluk göstererek Np ve $NT-N(1+p)-p$ serbestlik derecesi ile dağılmaktadır. Test istatistiği anlamlı değilse, homojen nedensel ilişkisizlik varsayımı kabul edilir ve tüm N yatay kesit birimde x 'in y 'nin nedeni olmadığı söylenir. Böylece nedensel ilişkisizlik bütünü ile homojen bir yapı sergiler ve testte diğer aşamalara geçilmez.

- **HC Hipotez Testi:** Sıfır hipotezi altında homojen nedensel ilişkisizliğinin (HNC) reddi durumunda iki yapı oluşmaktadır. Bunlardan ilki $\beta_i^{(j)}$ 'nin tüm gecikmelerde eşit olduğu ve sıfır olmadığı varsayımı altında gerçekleşen homojen nedensellik (HC). İkincisi ise daha esnek bir yapıya sahiptir ve $\beta_i^{(j)}$ 'nin bazı birimlerde sıfıra eşit bazı birimlerde ise eşit olmadığını ifade etmektedir. Böylece kurulacak hipotez aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

Şekil 1: Hurlin ve Venet Nedensellik Hipotezi Aşamalar¹⁰⁰

¹⁰⁰ Kaynak yazar tarafından gösterilmiştir.



$$H_0: \forall j \in [1, p] / \beta_i^{(j)} = \beta^j \forall i \in [1, N]$$

$$H_1: \exists j \in [1, p], \exists (i, k) \in [1, N] / \beta_i^{(j)} \neq \beta_k^{(j)}$$

HC hipotezine göre, açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerleri $x_{i,t-j}$ her bir j için eşit ve sıfırdan farklıdır. HC hipotezi için hesaplanacak olan F test istatistiği;

$$F_{hc} = \frac{(RSS_3 - RSS_1) / [p(N - 1)]}{RSS_1 / [NT - N(1 + p) - p]}$$

olarak hesaplanmaktadır. RSS_3 , $x_{i,t-j}$ 'nin tüm gecikme değerlerinde homojen olduğu varsayımı altında (2.1.12)'den elde edilmektedir. $P(N-1)$ ve $NT-N(1+p)-p$ serbestlik derecesi altında HNC hipotezi anlamlı değilse, homojen nedensellik hipotezi red edilememekte tüm yatay kesit birimler boyunca x'in y'nin nedeni olduğu ve otoregresif parametre dahil tüm yapının homojen olduğu kabul edilmektedir.

- **HENC Hipotez Testi:** HC hipotezinin reddi sürecin homojen olmadığı ve homojen bir nedensellik ilişkisinin bulunamadığını ifade etmektedir. Ancak bu durum değişkenler arasında hiçbir nedensellik ilişkisinin olmadığı anlamına gelmemekte ve en az bir birimde ilişkinin olabileceği düşünülmektedir. Bu sebeple bu hipotez homojen olmayan nedensellik ilişkisini araştırmaktadır. Böylece sadece bir alt grup içinde x y'nin nedeni olmaktadır. Oluşturulacak hipotezler aşağıdaki gibidir.

$$H_0: \exists i \in [1, N] / \forall j \in [1, p] \beta_i^{(j)} = 0$$

$$H_1: \forall i \in [1, N], \exists j [1, N] / \beta_i^{(j)} \neq 0$$

Bu hipotez iki farklı yuvalanmış model ile test edilmektedir. İlk test her bir birim için hesaplanmaktadır. Her birim $i=1, \dots, N$ 'de açıklayıcı değişken $x_{i,t-j}$ 'nin sıfıra

eşitliği ile sınanmaktadır. Böylece her birim için $\beta_i^{(j)} = 0, \forall j \in [1, p]$ hipotezi test edilmektedir. Test istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$F_{henc}^+ = \frac{(RSS_{2,i} - RSS_1)/p}{RSS_1/[NT - N(1 + 2p) + p]}$$

$RSS_{2,i}$, (2.1.12) no'lu modelde $x_{i,t-j}$ 'nin her bir birim için j gecikme uzunluğu boyunca hesaplanan artık kareler toplamıdır. Hesaplanan bir ikinci test ise, alt gruplar arasında birimlerde nedensellik ilişkisinin bulunmadığını test, birleşik hipotez ile test etmektedir.

I_c ve I_{nc} indeksleri sırası ile nedensellik olduğu alt grubu ve nedensel ilişkisizliğin olduğu grubu temsil etmekte ve heterojen nedensel ilişkisizlik hipotezi sınanmaktadır. Kullanılacak olan model yapısı ise (2.1.13) no'lu model ile gösterilmiştir.

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \gamma_i^j y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \beta_i^j x_{i,t-j} + v_{i,t} \begin{cases} \beta_i^j \neq 0 & i \in I_c \\ \beta_i^j = 0 & i \in I_{nc} \end{cases} \quad (2.1.13)$$

$\eta_c = \dim(I_c)$ ve $\eta_{nc} = \dim(I_{nc})$ olmak üzere kullanılacak olan F test istatistiği ise aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$F_{henc} = \frac{(RSS_4 - RSS_1) / (\eta_{nc}p)}{RSS_1 / [NT - N(1 + p) - \eta_c p]}$$

Artık kareler toplamı RSS_4 , I_{nc} alt grubunun η_{nc} biriminde (2.1.12) no'lu modelden sıfır hipotezi altında hesaplanmaktadır. HENC hipotezinin red edilememesi, bir alt grup içinde x 'in y 'nin nedeni olmadığını ifade etmektedir. Ters durumunda

HENC hipotezinin red edilmesi x ve y arasında nedensellik ilişkisinin olduğunu ancak veri üretme sürecinin heterojen olduğu kabul edilir¹⁰¹.

2.1.2.3. Dimitrescu ve Hurlin (2011)

Bu testin amacı geleneksel Granger nedensel ilişkisizlik testinin zamana göre sabit katsayılar ile heterojen panel veri modellerine uyarlamaktır. Doğrusal otoregresif bir veri üretme süreci ele alındığında geliştirilen panel veri modellerinde nedensellik testleri katsayılarla belirli kısıtlamaların getirilmesi ile gerçekleşmektedir. Yatay kesit bağımlılık bilgisinin kullanımı birimden birime göre değişkenlik gösterecek nedensellik ilişkisinin testini genişletilmesini gerektirmektedir. Dimitrescu ve Hurlin (2011)'e göre ekonomik ilişkilere bakıldığında bir ülkeyi veya bireyi etkileyen faktörlerin başka ülke veya bireyleri etkilemesi muhtemeldir. Böylece uygulanacak olan nedensellik testleri daha verimli olacak ancak yatay kesit bağımlılığa ait bilginin kullanımı birimler arasında oluşabilecek heterojenliğin dikkate alınmasını gerektirmektedir.

Granger (2003)'de tartışıldığı üzere geleneksel nedensellik testi panelde kendine şu soruyu sorar; “ X_t değişkeni bir diğer değişken olan Y_t 'yi panelin yer bölümünde etkiliyorsa [...]. Bu ifade oldukça güçlü bir hipotez oluşturmaktadır”.¹⁰² Bu durumun sonucu olarak Dimitrescu ve Hurlin (2011) panel veri için yalın bir Granger nedensel ilişkisizlik testi oluşturmuştur. Test nedensel ilişkiler arasında yer alan heterojenlik ile beraber regresyon modelinde yer alabilecek heterojenliği de dikkate almaktadır. Heterojenliğin varlığında kritik değerlerin düzeltilmesi amacı ile uygulanan block-bootstrap metodu ile Dimitrescu ve Hurlin (2011), panel nedensellik testleri literatürüne bir yenilik getirmiştir.

¹⁰¹ Baptiste Venet, and Christophe Hurlin, “Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Effects”, **EURISCO**. 2001, s.1-33.

¹⁰² Christophe Hurlin, “Testing Granger Causality in Heterogenous Panel Data Models with Fixed Coefficients”, **LEO, University of Orleans**, 2004, p.2

Panel verinin temel problemlerinden biri olan yatay kesit birimler arasında yer alan heterojenliğin modellenmesi iki boyutta incelenmektedir. x 'den y 'ye oluşabilecek nedensellik ilişkisinde yer alan heterojenlik regresyon modelinde yer alabilmektedir. Bununla birlikte ele alınan model birimden birime göre değişkenlik gösterebilir. Heterojenliğin dikkate alınmasıyla kurulabilecek en basit regresyon modelinde heterojenlik eğim katsayıları ile ifade edilebilmektedir.

İfade edilen yapılar dikkate alınarak Dimistrescu ve Hurlin (2011), HNC hipotezini dikkate alarak bir test geliştirmiştir. Sıfır hipotezi altında birimler arasında her hangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı test edilmekte ve üç farklı katkıda bulunduklarını söylemektelerdir. İlk olarak Holtz Eakin, Newey ve Rosen (1988)'de olduğu gibi HNC hipotezine alternatif olarak HC hipotezini belirlemektense, HENC hipotezi alternatif olarak belirlenmiştir. Yatay kesit bağımlılık için iki alt grup belirlenmiştir. İlk grup aynı regresyon modeline bağımlı kalınmayı gerektirmeyen x 'den y 'ye nedensel ilişkiyi temsil ederken, ikinci grup iki değişken arasında nedensel ilişkinin olmadığı grubu temsil etmektedir. İkinci olarak, zamana göre sabit sabit katsayılı heterojen panel veri modeli dikkate alınır. Sıfır ve alternatif her iki hipotez altında kısıtsız parametreler birimden birime farklılık gösterebilmektedir. Böylece değişkenlere ait dinamikler yatay kesit birimlere göre nedensellik olsun veya olmaksızın değişkenlik gösterebilmektedir. Belirtilen bu bilgilerden yola çıkarak Dimistrescu ve Hurlin (2011), Holtz Eakin, Newey ve Rosen (1988) panel nedensellik testine kıyasla, bu testin daha az güçlü varsayım gerektirdiğini söylemektedir. Son olarak, Granger nedensellik testi dengesiz panellere ve/veya otoregresif süreçte farklı gecikme sayılarına göre uyarlanmıştır.

Dimistrescu ve Hurlin (2011) panel nedensellik testi için oluşturulan heterojen panel veri modeli (2.1.14)'de verilmiştir. Durağan olan x ve y değişkenleri T gözlem zamanında N birim boyunca gözlenmektedir. Her bir birim için $i = 1, \dots, N$ ve $t = 1, \dots, T$ olmak üzere oluşturulan model aşağıdaki gibidir.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^K \gamma_i^{(j)} y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \beta_i^{(j)} x_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.1.14)$$

Burada $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})'$ olarak ifade edilir. Modelde basitliğin korunabilmesi için α_i 'nin zamana göre değişmediği varsayılmaktadır. $x_{i,t}$ ve $y_{i,t}$ için gözlenebilir başlangıç değerleri $(x_{i,-K}, \dots, x_{i,0})$ ve $(y_{i,-K}, \dots, y_{i,0})$ olarak verilmiştir. Gecikme sayısı K 'nın panelde gözlenen tüm birimlerde aynı olduğu varsayılmaktadır¹⁰³. Otoregresif parametre $\gamma_i^{(j)}$ ile regresyona ait eğim parametreleri $\beta_i^{(j)}$ 'nin gruplara göre değişmesine izin verilmektedir. Dimistrescu ve Hurlin (2011) testine ait (2.1.14) modeli sabit katsayılı sabit etkiler modelidir.

Granger nedenselliğin iki değişkenli basit bir model ile testinde heterojenliğin dikkate alınabilmesi için iki kaynak vardır. Bunlardan birincisi heterojenliğin sabit parametre " α_i " ile ifade edilmesidir. İkinci kaynak ise daha çok önemiyet gerektiren eğim parametresi " β_i "dir. Eğim parametresi ile ifade edilen heterojenlik doğrudan etki ederek nedensellik ilişkisinin sonuçlarını etkilemektedir.

Homojen Nedensel İlişkisizlik (HNC) hipotezinin testi ile alt gruplardan oluşturulan alternatif hipotez altında değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin bulunmadığı alt grup ile x 'den y 'ye nedensellik ilişkisinin saptandığı alt gruplar oluşturulmaktadır. HNC hipotezi için oluşturulan sıfır hipotezi aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N$$

¹⁰³ Modelin kurulum aşamasında bu varsayım dengeli panel olması sebebi ile basitlik sağlamaktadır. Testin ilerleyen bölümlerinde dengesiz paneller için esnetmeler yapılmıştır.

Alternatif olarak β_i 'nin gruplar arasında değişkenlik gösterebildiği ve model heterojen olabileceği belirtilir. Bu durumda oluşturulacak alternatif hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$H_1: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1^{104}$$

$$H_1: \beta_i \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_2^{105} + 2, \dots, N$$

Burada N_1 bilinmemekte ancak $0 \leq N_1/N < 1$ koşulunu sağlamaktadır. $N_1 = N$ olduğunda N_1/N oranı bire eşittir. Bu durumda panelde birimler arasında nedensellik ilişkisi söz konusu olmayacak ve HNC hipotezi elde edilmiş olunacaktır. Tersine $N_1 = 0$ olduğunda panelde yer alan bütün birimler arasında nedensellik ilişkisi bulunacaktır.

Dimitrescu ve Hurlin (2011) panel nedensellik testinde sıfır hipotezinin kabul edilmesi paneldeki tüm birimlerde x değişkeninin, y değişkeninin Granger nedeni olmadığı kabul edilir. HNC hipotezinin kabul edilememesi ve $N_1 = 0$ durumunda, paneldeki tüm birimler boyunca x değişkeninin y değişkeninin Granger nedeni olduğu kabul edilmekte ve homojen bir sonuç elde edilmektedir. $N_1 > 0$ durumu ise nedensellik ilişkisinin heterojen olduğu, regresyon modeli ile nedensellik ilişkisinin birimlere göre değişkenlik gösterdiği yapı ifade edilmektedir.

Hipotezlerin test edilmesi için ortalamalara dayanan Wald test istatistiği HNC hipotezi altında hesaplanmakta ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

¹⁰⁴ Birinci alt grup.

¹⁰⁵ İkinci alt grup.

i.yatay kesit birim ve i.yatay kesit birime ait $H_0: \beta_i = 0$ hipotezi altında hesaplanan Wald test istatistiği $W_{i,T}$ ile ifade edilmiştir. Test istatistiğinin genel formunun elde edilebilmesi için T zaman periyodu boyunca i. birimin gözlemleri bir araya getirilerek aşağıdaki gibi T element vektörüne dönüşüm yapılır.

$$y_{i(T,1)}^{(j)} = \begin{bmatrix} y_{i,1-j} \\ \vdots \\ y_{i,T-j} \end{bmatrix} x_{i(T,1)}^{(j)} = \begin{bmatrix} x_{i,1-j} \\ \vdots \\ x_{i,T-j} \end{bmatrix} \varepsilon_{i(T,1)}^{(j)} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,1-j} \\ \vdots \\ \varepsilon_{i,T-j} \end{bmatrix}$$

İfade edilen bu matrislerle beraber iki (T,K) matrisi de aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$Y_i = [y_i^{(1)}: y_i^{(2)}: \dots : y_i^{(K)}] X_i = [x_i^{(1)}: x_i^{(2)}: \dots : x_i^{(K)}]$$

Wald istatistiğinin hesaplanabilmesi için öncelikle (T,2K+1) boyutlu Z_i matrisi için $Z_i = [e: Y_i: X_i]$ 'dir. Birim boyutlu (T,1) e vektörünü temsil ederken, modele ait parametreler vektörü $\theta_i = (\alpha_i \gamma_i' \beta_i')$ olarak ifade edilir. HNC hipotezi verilen bu tanımlamalar ile $R\theta_i = 0$ olmaktadır. R (K,2K+1) boyutlu bir matristir. Böylece $H_0: \beta_i = 0$ hipotezi altında her bir i birim hesaplanan $W_{i,T}$ değeri;

$$W_{i,T} = \hat{\theta}_i' R' [\hat{\sigma}_i^2 R(Z_i' Z_i)^{-1} R \hat{\theta}_i] = \frac{\hat{\theta}_i' R' [R(Z_i' Z_i)^{-1} R']^{-1} R \hat{\theta}_i}{\hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_i / (T - 2K - 1)}$$

olarak hesaplanır. $\hat{\theta}_i$ alternatif hipotez altında elde edilen θ_i 'nin tahmini değeridir. $\hat{\sigma}_i^2$ artıklarının tahmini varyansları olarak ifade edilmektedir.

Dimitrescu ve Hurlin (2011) testi panel veri modelinde yatay kesit bağımlılığın varlığına da izin vermektedir. İkinci nesil panel birim kök testlerini takiben yatay kesit bağımlılığa izin veren bu testin block bootstrap tekniği ile oluşturulan kritik değerler ile

birlikte çözümlene yapılmaktadır. Ekonomik uygulamalarda sıkça karşılaşılan dengesiz panellere ve/veya farklı K gecikme sayılarına uyarlanabilen bu test Wald test istatistiğinin standartlaştırılması ile elde edilen $\tilde{Z}_N^{Hnc}$ test istatistiği gerekli koşullara uyum sağlamak ve test istatistiği olarak bu aşamada kullanılmaktadır¹⁰⁶.

2.2. Vektör Otoregresif (VAR) Modelleri

Makro ekonometristler için veri tanımlaması, tahmin, yapısal sonuçlar ve politik analiz dört temel amaç olarak ifade edilir. 1970’li yıllara kadar ise bu amaçlar büyük ölçekli ekonometrik modellere dayanan makroekonomik değişkenler ile yapılmaktaydı. 1970’li yıllardaki makroekonomik kaostan sonra elde edilen bu çıkarımlara olan güvenin azalması ile Christopher Sims (1980) yeni bir makro ekonometrik bakış açısı getirerek vektör otoregresyon (VAR)’u “Makro Ekonomi ve Gerçekler (Macroeconomic and Reality)” makalesi ile tanıtmıştır. Makroekonomik değişkenlerin ekonometrik analizinde istatistiksel teoremin de desteklediği üzere aşırı belirleme problemi olduğunu savunan Sims, 1980 makalesinde herhangi bir teori veya istatistiksel bir teste dayanmadan yapılan analizleri eleştirerek VAR modelini geliştirmiştir¹⁰⁷. Sims’e göre modelde yer alan tüm değişkenlerin içsel kabul edilmesi ile içsel ve dışsal değişkenlerin özel olarak belirlenmesine ihtiyaç duyulmamaktadır. Her bir değişkenin gecikmeli değerinin modelde yer alması değişkenler üzerinde bir kısıtlama gerektirmemektedir. Değişkenlerin belirleme problemine örnek olarak Sims tarafından gösterilen “Et talebi” ve “Ayakkabı talebi” değişkenleri arasında bir ilişkinin olmadığı aşıkardır. Ancak yapılan arz ve talep tahminlerde örnek olarak et arzı ve talebi tahmininde paskalya bayramında artan et tüketiminin kukla değişken – dışsal olarak modele dahil edilmesi spesifik araştırma konuları için ilgi çekici sonuçlar doğurabilmektedir. Bu nedenle model kurucularının analize dahil ettiği değişkenler arasında bir ilişkinin olması gerektiği iddiası ise yine Sims tarafından olumlu ve olumsuz eleştirilere tabi tutulmuştur.

Tek değişkenli otoregresif modellerin, dinamik çok değişkenli zaman serileri ile genişletilmesi sonucu elde edilen VAR modeli özellikle ekonomik ve finansal zaman

¹⁰⁶ Christophe Hurlin ve Elena Dimitrescu, “ Testing for Granger Non-Casuality in Heterogeneous Panels”, **Economic Modelling**, Vol.29, 2012, s. 1450-1460.

¹⁰⁷ Christopher A. Sims, “ Macroeconomics and Reality”, **Econometrica**, Vol.48, No.1, 1980, s.1-40.

serilerinin dinamik etkileşimlerinin öngörüsünde kullanılan, kullanımı kolay, başarılı ve esnek modellerden biridir. Genellikle eşanlı denklem modellerinden daha üstün ve detaylı tahminler sunabilmektedir. Elde edilen tahminler ise gelecek tahmininde politikaya yön verebilmesi ile VAR modelinin avantajları arasında gösterilebilmektedir¹⁰⁸.

Tek değişkenli bir otoregresyon, tek bir değişkenin kendi ve geçmiş değerleri yardımı ile açıklandığı doğrusal bir modeldir. VAR modeli ise n-denklemden oluşan, kendi ve geçmiş değerlerinin yanında $n - 1$ değişkenin geçmiş değerleri ile açıklandığı bir modeldir¹⁰⁹. Eşanlı denklemler sisteminde çoğunlukta karşılaşılan belirleme problemine karşılık ortaya atılan VAR modeli, bütün değişkenlerin içsel olarak kabul edildiği bir denklemler sistemidir ve makroekonomik değişkenlerin dışsal etkilere karşılık göstermiş oldukları tepkileri ölçme amacı taşımaktadır. Çok değişkenli zaman serisi analizinde başarılı sonuçlar veren, kullanımı kolay ve esnek olan bu denklemler seti ekonomik ve finansal serilerin dinamik davranışlarını belirleme ve tek değişkenli zaman serisi modellerine kıyasla daha üstün tahminler vermesi nedeni ile uygulamada sıklıkla kullanılmaktadır.

VAR modeli standart, indirgenmiş ve yapısal olmak üzere üç yapı sergilemektedir. x ve y olmak üzere iki değişken için basit bir var modeli düşünüldüğünde “Standart VAR” modeli (2.2.1) no’lu eşitlikler ile ifade edilmektedir.

$$y_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^p \alpha_{11j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{12j} x_{t-j} + \varepsilon_{yt}$$

$$x_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^p \alpha_{21j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{22j} x_{t-j} + \varepsilon_{xt} \quad (2.2.1)$$

¹⁰⁸ Eric Zivot, Jiahui Wang, **Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series with S-Plus**, New York: Springer, 2006, s.385.

¹⁰⁹ James H. Stock ve Mark W. Watson, “Vector Autoregressions”, **Journal of Perspectives**, Vol. 15, 2001, s.101.

yapılarını sergilemektedir. α_{10} ve α_{20} (α_{j0}) sabit terimleri, α_{jik} j'inci denklemdeki i. değişkenin k gecikmesine ait parametreyi ve ε_{yt} ile ε_{xt} ise hata terimlerini ifade etmektedir. p ise gecikme sayısıdır ve sabit terimler değişkenlerin sıfırdan farklı ortalamalara sahip olması durumunda eklenmektedir¹¹⁰. İndirgenmiş (kapalı) formda ifade edilecek olduğunda;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11j} & \alpha_{12j} \\ \alpha_{21j} & \alpha_{22j} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-j} \\ x_{t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}$$

ve ya

$$z_t = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^p \Gamma_j z_{t-j} + \varepsilon_t$$

Burada $z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}$, $\Gamma_0 = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix}$, $\Gamma_j = \begin{bmatrix} \alpha_{11j} & \alpha_{12j} \\ \alpha_{21j} & \alpha_{22j} \end{bmatrix}$, $z_{t-j} = \begin{bmatrix} y_{t-j} \\ x_{t-j} \end{bmatrix}$ ve

$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}$ olarak ifade edilmektedir. Dikkat edildiğinde (2.2.1) no'lu standart VAR modelinde değişkenlerin cari değerlerine yer verilmemekte ve denklemlerin sağ tarafındaki değişkenler her iki denklem için de aynıdır. Bağımsız değişkenin cari değerlerinin de modelde yer alması ile oluşturulan Yapısal VAR modeli gösterimde kolaylık sağlanması amacı ile (2.2.1) modelinden yararlanarak oluşturulacaktır. Yapısal VAR modeli (2.2.2) no'lu eşitliklerle ifade edilebilir.

$$y_t = \alpha_{10} - \beta_{12}x_t + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

$$x_t = \alpha_{20} - \beta_{22}y_t + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (2.2.2)$$

¹¹⁰ Recep Tari, **Ekonometri**, 5.Baskı, İstanbul: Kocaeli Üniversitesi, 2008, s.435.

olarak ifade edilecektir. İndirgenmiş formuna bakıldığında ise;

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Yt} \\ \varepsilon_{Xt} \end{bmatrix}$$

$$B \cdot z_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Gerekli tanımlamalar yapılacak olunursa;

$B = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}$, $\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}$, $z_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix}$ eşitlikleri elde edilecektir. Böylece kapalı form yapısı her iki tarafın B^{-1} ile çarpılması elde edilir

$$B^{-1}B \cdot z_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 z_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t$$

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t$$

Yapısal VAR denklem setinin sağ tarafında, her bir denkleme ait bağımlı değişkenin cari değeri yer almaktadır. Cari değerlerin varlığı ile yapısal VAR modeli iktisadi teoride eşzamanlı ilişkilerin araştırılmasına olanak tanımaktadır.

VAR modelinde dikkate alınan gecikme sayısı “p” ile ifade edilmekte ve p. dereceden VAR modeli VAR(p) ile gösterilmektedir. Sims (1980) model seçim kriterleri olan AIC, BIC ve HQ kullanılarak gecikme uzunluğu belirlenebileceğini¹¹¹ söylemektedir. Değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi ortaya çıkartmayı amaçlayan VAR denklem sistemi kovaryans durağan değişkenler matris yapıları ile ifade etmekte ve parametreler üzerinde herhangi bir kısıtlama olmadığında her bir matris elemanının dolu olduğu yukarıdaki matrislerde olduğu gibi görünecektir. Ancak her ne kadar ideal

¹¹¹ Eric Zivot ve Jiahui Wang, s.388.

yapı tüm değişkenlerin aynı gecikme uzunluğuna sahip olması olsa da, tüm değişkenin gecikme uzunluğunun aynı olmayabileceği varsayımının gerçekleştiği noktada matrisin bazı elemanlarında boşluklar oluşacaktır.

VAR modellerinde kullanılacak değişkenlerin durağanlığı geleneksel zaman serisinde tartışılır bir konu olmuş ve Sims (1980) ve Sims, Stock ve Watson (1990) tarafından ortaya atılan teori yüzeysel olarak değişkenlerde birim kökün varlığı söz konusu olsa bile yine de fark alınmaması gerektiğidir. Ekonomik değişkenlerin incelendiği serilerde fark alma işleminin gerçekleşmesi ile dönem kaybı ile birlikte bilgi eksikliğinin yaşanacağı ve şokların etkisi azalacağı savunulmaktadır. Ancak zaman serilerinde çoğunlukçu görüş geleneksel veri üretme sürecinin takip edilmesini özellikle yapısal modellerin tahmininde savunmaktadır¹¹². Değişkenlerin tamamının durağan olması ile yapılacak VAR analizinde şoklar geçici bir etkiye sahip olacak ve zamanla şokun etkisi giderek azalacaktır. Geleneksel zaman serisi analizinde parametrelerin istatistiksel anlamlılıkları ve katsayı yorumlamalarına gösterilen hassasiyet VAR analizinde şoklar üzerinde gösterilmektedir. Değişkenlerin birbirleri üzerinde bıraktığı etkilerin hata terimleri ile incelendiği bu şokların yorumlamaları VAR modellerinde etki- tepki analizi ve varyans ayrıştırması yoluyla yapılmaktadır.

Ekonomik değişkenler arasındaki etkileşimin ilgili değişkendeki bir değişikliğin diğer değişkenlerde bıraktığı etkinin incelenmesi geleneksel bir metoddur. VAR modeli değişkenlerinde meydana gelen değişiklikler sıfırdan farklı değer alan artıklar ya da şoklar tarafından uyarılmaktadır. Böylece sıfırdan farklı değer alan şokların sistemde takip edilebilmektedir. Bu analize etki-tepki analizi denilmektedir. Varyans ayrıştırması ise bir değişkende meydana gelen bir şokun diğer değişkenlerde meydana getirdiği şokları, diğer tüm olası şokların sıfıra eşit olduğu varsayımı altında ifade etmektedir.

¹¹² Enders, s.304.

2.3. Panel Vektör Otoregresif (PVAR) Modeller

Holt-Eakin, Newey ve Rosen (1988) tarafından ilk çalışması yapılan Panel VAR modeli Sims (1980)'in geleneksel VAR modeli yapısının panel verilere uygulanması yatay kesit boyutunun modele dahil edilmesi ile daha güçlü sonuçlar verdiği gözlenmiştir. Sistemde yer alan tüm değişkenleri içsel ve bağımsız kabul eden VAR sisteminde her bir değişken kendi gecikme değeri ile diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinden oluşmaktadır. Tek bir denklem yerine denklemler setinden oluşuyor olması VAR modelinin avantajları arasında yer almaktadır. Panel VAR modeli ise gözlenemeyen birim etkilerinde modele dahil edilmesi ile asimptotik sonuçlar elde edilmesini sağlamıştır. Panel verilerin kullanımıyla yatay kesiti oluşturan tüm birimlerin aynı olduğu, katsayı matrisinin veriyi oluşturan tüm birimlerde aynı olduğu kısıtı pratikte ihlal edilmektedir. Bu nedenle yatay kesit birimlere özgü heterojen yapıyı mümkün kılmak amacı ile sabit etkiler modele eklenmektedir.

Tüm değişkenlerin içsel olduğu varsayımı altında panel veriler ile oluşturulmuş maksimum p gecikme uzunluklu Panel VAR modeli (2.3.1) no'lu modelleri aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_{1i0} + \sum_{j=1}^p \alpha_{11j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{12j} x_{it-j} + f_{1i0} + \eta_{10t} + \varepsilon_{yit} \\ x_{it} &= \alpha_{2i0} + \sum_{j=1}^p \alpha_{21j} y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{22j} x_{it-j} + f_{2i0} + \eta_{20t} + \varepsilon_{xit} \end{aligned} \quad (2.3.1)$$

Kapalı formda ifade edilecek olunduğunda;

$$z_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{it-1} + f_i + \lambda_t + e_t \quad (2.3.2)$$

elde edilir. $z_{it} = \begin{bmatrix} y_{it} \\ x_{it} \end{bmatrix}$, $\Gamma_0 = \begin{bmatrix} \alpha_{1i0} \\ \alpha_{2i0} \end{bmatrix}$, $\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \alpha_{11j} & \alpha_{12j} \\ \alpha_{21j} & \alpha_{22j} \end{bmatrix}$, $z_{it-1} = \begin{bmatrix} y_{it-j} \\ x_{it-j} \end{bmatrix}$, $f_i = \begin{bmatrix} f_{1i0} \\ f_{2i0} \end{bmatrix}$, $\eta_t = \begin{bmatrix} \eta_{10t} \\ \eta_{20t} \end{bmatrix}$ ve $e_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yit} \\ \varepsilon_{xit} \end{bmatrix}$ olarak tanımlanmaktadır. f_i birim etkileri temsil ederken η_t ise, gözlemlenemeyen zaman etkileri-rassal etkileri göstermektedir. Yatay kesit boyutun eklenmesi ile karşılaşılan sorunların üstesinden gelmek amacıyla PVAR yöntemi her bir yatay kesit boyutunun aynı alt yapıda olduğu kısıtının konulmasını gerektirdiğinden, Γ_1 parametreler vektörünün tüm birimler için aynı olduğu varsayılmaktadır. Pratikte birimlere özgü heterojenliğin varlığının bu kısıtlamayı ihlal edeceği düşüncesi ile PVAR modeli (2.3.2)'de de olduğu gibi birim etkileri içermektedir. Ancak değişkenlerin geçmiş devrelerinin de modeller yer alması sabit etkilerin bağımlı değişkenin geçmiş devre değişkenleri ile korelasyonlu olmasına neden olacaktır. Sabit etkilerin modelden düşürülmesi amacı ile grup ortalamalarına dayanan fark alma yönteminin sapmalı parametre sonuçlarına¹¹³ neden olabileceği düşünüldüğünden Arellano ve Bover (1995) "Helmert Yöntemi" ile ileriye dönük fark olarak gerekli ortogonallik varsayımları sağlanabilmektedir¹¹⁴.

Eşbütünleşik serilerin uzun dönemde dengeleri hata düzeltme modeli (ECM, error correction model) ile araştırılmaktadır. Burada ise değişkenlerin eşbütünleşik olmadığı durumlar kullanılan VAR modeli yerine eşbütünlemenin varlığında, vektör hata düzeltme modeli (VECM, vector error correction model)'nin kullanımının daha uygun olduğu düşünülmektedir. Modele katılan değişkenlerin birbirleri ile eşbütünleşik oldukları varsayımı altında kullanılacak VECM modeli kısa dönemdeki dengesizliklerin uzun dönemde düzeltilmesi amacıyla kullanılmakta olup (2.3.3) no'lu denklem ile ifade edilmiştir.

$$\Delta y_{it} = \delta_{1i0}d_t + \sum_{j=1}^p \theta_{11ij}\Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{12ij}\Delta x_{it-j} + \lambda_{1i}\varepsilon_{it-1} + u_{1it}$$

¹¹³ Arellano Manuel ve Olympia Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", **Journal of Econometrics**, Vol.68, 1995, s.32.

¹¹⁴ Inessa Love ve Lea Zicchino, "Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR", **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Vol. 46, (2006), s.190-210.

$$\Delta x_{it} = \delta_{2i0}d_t + \sum_{j=1}^p \theta_{21ij}\Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{22ij}\Delta x_{it-j} + \lambda_{1i}\varepsilon_{it-1} + u_{2it} \quad (2.3.3)$$

d_t deterministik bileşenleri temsil eden bir vektör olmakla birlikte $d_t = 1$ ya da $(1, t)'$ ile ifade edilir. δ_i bu durumda $(k \times 1)$ ya da $(k \times 2)$ boyutlu parametreler matrisidir. Böylece $\delta_i d_t$ $(k \times 1)$ boyutlu bir vektör olduğunda δ_{11i0} ya da $\delta_{11i0} + \delta_{12i0}t$ olacaktır¹¹⁵. “p” gecikme uzunluğu bilgi kriterleri yardımı ile belirlenmektedir. Engle ve Granger (1987)’e göre iki değişkenin arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı bu değişkenlerin uzun dönemde dengede oldukları ancak kısa dönemde dengeden bazı sapmaların olabileceği anlamına gelmektedir. Kısa dönemde oluşabilecek bu dengesizlikler hata düzeltme mekanizması yardımı ile düzeltilebilmektedir¹¹⁶. (2.3.3) numaralı denklemlerde hata düzeltme mekanizması $\lambda_{1i}\varepsilon_{it-1}$ ve $\lambda_{1i}\varepsilon_{it-1}$ ile temsil edilmektedir. λ ise $-1 \leq \lambda < 0$ aralığında değer alan uyarlanma parametresi dengeye dönüş hızını ifade etmektedir ve istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır.

2.3.1. Panel Vektör Otoregresif Modellerin Tahmin Edilmesi

Holt-Eakin, Newey ve Rosen (1998) tarafından geliştirilen ilk Panel VAR çalışmasını takiben bu gün Panel VAR modelinin kullanımı oldukça yaygınlaşmıştır. Panel VAR modellerinin tahmin edilmesi belirli aşamaların ve koşulların yerine gelmesi ile mümkün olmaktadır. Tahmin edilecek Panel VAR modeli modelin seçimi, oluşturulması, nedensellik ilişkisi, kararlılık analizi, varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizi aşamaları doğrultusunda gerçekleşmektedir. Zaman serisi analizinde de olduğu gibi Panel VAR yönteminde de değişkenlerin katsayı yorumları ve anlamlılıkları önemiyet taşımaması nedeni ile oluşturulan model varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizleri ile yorumlanmaktadır. Tahmin süreci altı adımda anlatılacaktır.

¹¹⁵ Richard Anderson vd. “Analysis of Panel Vector Error Correction Models Using Maximum Likelihood, the Bootstrap and Canonical-Correlation Estimators”, **Research Division Federal Reserve Bank of St. Louis**, Working Paper Series, 2006, s.4.

¹¹⁶ Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler, **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**, 3.Basım, Ankara: Nobel, 2010, s.489.

2.3.1.1. Panel Var Modellerinde Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Panel VAR analizi uygun gecikme uzunluğunun seçilmesi ve bu sayede panel VAR modelinin spifikasyonunun ve moment koşullarının belirlenmesi üzerine kuruludur. Hansen (1982) J istatistiği temelli GMM modellerinde kullanılması amaçlanarak Andrews ve Lu (2001) tarafından tutarlı moment ve model seçim kriterleri (MMSC, Moment and Model Selection Criteria) geliştirilmiştir. Önerilen model seçim kriterleri yaygın olarak kullanılan maksimum olabilirlik temelli model seçim kriterleri olan Akaike bilgi kriteri (AIC) (Akaike, 1969), Bayesyen bilgi kriteri (BIC) (Schwarz, 1978; Rissanen, 1978; Akaike, 1977) ve Hannan-Quinn bilgi kriteri (HQIC) (Hannan ve Quinn, 1979) ile paralellik göstermektedir.

Hansen J istatistiği, n gözlem büyüklüğünde k değişkenli p dereceli bir panel VAR modeli ve q gecikmeli moment koşulları altında $J_n(k, p, q)$ ile ifade edilir. Andrews ve Lu (2001)'ye ait bilgi kriterleri J istatistiğinden yararlanılarak GMM tahmincisi için hesaplanmakta ve önerilen bilgi kriterlerinin (p, q) vektörünü minimum kılması beklenmektedir. Bu doğrultuda hesaplanan bilgi kriterleri,

$$MMSC_{BIC,n}(k, p, q) = J_n(k^2 p, k^2 q) - (|q| - |p|)k^2 \ln n$$

$$MMSC_{AIC,n}(k, p, q) = J_n(k^2 p, k^2 q) - 2k^2(|q| - |p|)$$

$$MMSC_{HQIC,n}(p, q) = J_n(k^2 p, k^2 q) - Rk^2(|q| - |p|) \ln \ln n, \quad R > 2$$

olarak hesaplanmaktadır. Yukarıda hesaplanan MMSC bilgi kriterleri $q > p$ durumunda geçerlidir.

2.3.1.2. Panel Var Modelinin Tahmin Edilmesi

Panel VAR modeli, seçilen uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra her bir bağımlı değişkeninin kendi gecikmeli değerleri ile diğer bağımlı değişkenlerin ve varsa dışsal değişkenlerin gecikmeli değerleri ile oluşturularak Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1980)'da belirtildiği üzere GMM yöntemi ile tahmin edilir. Love ve Zicchino (2006) çalışmalarında, panel verilere uygulanan VAR yönteminde her bir yatay kesit birime ait yapının aynı olduğu varsayımın yapılması gerektiğini ancak bu varsayımın uygulamada ihlal edileceğini belirtmiştir. Parametrelere bir kısıtlama getirilmeden, birimlere özgü heterojenliğin modele dahil edilebileceği ifade edilmiş ve Panel VAR modeli birim etkileri temsil eden f_i ile tahmin edilmiştir. Birim etkilerin değişkenlerin gecikmeli değerleri ile korelasyonlu olması ortalamalardan arındırma yöntemine ait sonuçların sapmalı olmasına neden olmaktadır. Bu nedenlerle döner ortalamalardan fark alma yöntemi olan aynı zamanda “Helmert Süreci (Helmert Procedure)” olarak da bu yöntem ile her bir birimin gelecek değerlerinin ortalamadan farkı alınmaktadır.

2.3.1.3. Panel Nedensellik Analizi

Panel VAR modeline dahil edilen değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı ve yönü hakkında bilgi sahibi olmak amacıyla tahmin edilen Panel VAR modelinde yer alan her bir eşitlik için Granger nedensellik testi yapılmaktadır. Temel hipotezinde nedensel ilişkisizliğin yer aldığı bu testin anlamlılığı sınanan değişkenler arasında Granger nedensel ilişkinin olduğu anlamına gelmektedir. Aşağıda verilen (2.3.4) ve (2.3.5) no'lu denklemler yardımı ile Granger nedensellik ilişkisi incelenmektedir.

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \delta_j x_{it-j} + u_{1t} \quad (2.3.4)$$

$$x_{it} = \sum_{j=1}^p \beta_j x_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j y_{it-j} + u_{2t} \quad (2.3.5)$$

Denklemlerde yer alan bütün değişkenler için gecikme uzunluğu p olarak belirlenmiştir ve u_{1t} ile u_{2t} 'nin korelasyonsuz beyaz gürültü süreci taşıdıkları varsayılmaktadır. α_j , δ_j , β_j ve γ_j ise modele ait eğim parametreleridir. Daha önce Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1985)'de belirtildiği üzere gecikme uzunluklarının her bir birim için farklılık gösterilmesine izin verilmekte özetle aynı gecikme uzunluğu kısıtı konulmamakta ancak geleneksel metottan uzaklaşmamak için eşit oldukları kabul edilmektedir. İki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin tahmin edilmesi için kurulacak temel hipotezler (2.3.4) no'lu denklem için $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_p$ (2.3.5) no'lu denklem için ise $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p$ olarak belirlenir. (2.3.4) no'lu modelde temel hipotezin anlamlı olması halinde δ_p sıfırdan farklı değer almaktadır. Bu durum x değişkeninin y değişkenini açıklama gücünün olduğunu ve ya x 'in y 'nin Granger nedenidir denir. Elde edilen bilgi doğrultusunda x 'den y 'ye tek taraflı ($y_{it} \Rightarrow x_{it}$) bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. (2.3.5) no'lu model için kurulan temel hipotezin anlamlı olması halinde γ_p 'nin sıfırdan farklı bir değer aldığı ve y 'nin x 'i açıklamada başarılı olduğu sonuç olarak y x 'in Granger nedenidir denir. Bu ilişkinin tek taraflı olması halinde ($x_{it} \Rightarrow y_{it}$) olarak gösterilir. Her iki değişken arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığı çift yönlü nedensellik ilişkisi olarak adlandırılır ve ($y_{it} \Leftrightarrow x_{it}$) ile ifade edilir. Çift yönlü nedenselliğin varlığında x y 'nin, y x 'in Granger nedenidir denir.

2.3.1.4. Panel Var Modellerinde Kararlılık Analizi

Panel VAR modelinin kararlılığının sınanması amacıyla tahmin edilen Panel VAR modelinde her bir eleman için öz değerler hesaplanmaktadır. Lutkepohl (2005) ve Hamilton (1994) matrisin her bir elemanının birden küçük olması modelin kararlı olduğu anlamına gelmektedir. Companion matrisinin köklerinin birim çember içerisinde yer alması ise kararlılık analizinin ikinci bir kuralını oluşturmaktadır. Kararlılık analizi koşullarının yerine gelmesi Panel VAR modeli köklerinin tersine çevrilebilir, sonsuz

mertebede hareketli ortalamaları temsil ettiği anlamına gelmektedir. Modelin kararlık analizinden geçmesi etki-tepki analizi ile tahmini hata varyansının tahmin edilebilmesi ve yorumlanabilmesi açısından önem taşımaktadır.

2.3.1.5. Etki – Tepki Analizi

VAR analizinde araştırılan dinamik ilişkilerin katsayı yorumları ile gerçekleşmemesi, parametrelerin anlamlılıklarını ve işaretlerinin önemini azaltmaktadır. VAR modellerinde yer alan değişkenlerde meydana gelen değişiklikler sıfırdan farklı hata terimlerinde karşılık bulur. Yapısal değişimlerin incelendiği etki-tepki (impulse-response) ve varyans ayrıştırması (variance decomposition) ile analiz edilen VAR modellerinde değişkenlerin kendilerine ve ya diğer değişkenlere karşı gösterdiği şoklar hata terimler ile taşınmaktadır. Böylece bir değişkenin denklem sisteminde yer alan diğer bir değişkende meydana getirdiği değişiklik hata terimlerinde reaksiyon bulacaktır ve denklemin sağ tarafında bulunan bir değişkenin göstermiş olduğu değişiklik, denklemin sağ tarafında yer alan diğer değişkenler ve bu değişkenlere ait periyotların değişimleri ile sıfırdan farklı hata terimlerinde gözlemlenecektir¹¹⁷. Etki-tepki fonksiyonları, rassal hata terimlerinden birindeki bir standart sapmalı şokun, içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini yansıtır¹¹⁸. Diğer bir ifadeyle etki-tepki analizi bir değişkende meydana gelecek rastgele bir şokun sistemdeki diğer değişkenler üzerindeki etkisini analiz etmekte ve bu bakımdan ekonomik politikalara yön vermede önemli bir işlev görmektedir¹¹⁹. Sıfırdan farklı bir değerdeki bileşen olan artıklar veya şoklar denklemin sağ tarafındaki diğer değişkenler ile uyumlu değişiklikler göstererek, gelecek dönemlerde sistemdeki yer alan değişkenlerde tepkilere neden olacaktır. Kısa dönem etkilerin araştırıldığı etki-tepki sistemde yer alan bir değişkenin diğer değişkenlerde meydana getirdiği tepki katsayıların analizi ile gerçekleşmektedir. Etki-tepki fonksiyonlarının ortalama etkilerini temsil eden bu

¹¹⁷ Helmut Luetkepohl, “Vector Autoregressive Models”, **EUI Working Papers**, 2011, s.16.

¹¹⁸ Aydın Sarı “Faiz Kanalı Yoluyla Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizmalarının İşlerliği”, **Akademik Fener Balıkesir Üniversitesi Yayınları**, Bandırma İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, No25, Sayı: 8, 2007, s.17.

¹¹⁹ Salih Barışık ve Ferdi Keskinoglu, “Türkiye’de Bütçe Açıklarının Temel Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi (1987-2003 VAR, Etki – Tepki Analizi, Varyans Ayrıştırması), **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, No.16-4, s.69.

katsayılar, modelin bütün içerisinde yorumlanmasına yardımcı olmaktadır. Etki-tepki analizi iki farklı büyüklük ile ifade edilir. Şoku veren değişken yönünde bir etki ile beraber şoku alan değişken yönünde bir tepki söz konusu olacaktır. Bu analiz VAR modellerinin tahminin ardından gerçekleşmekte ve etki-tepki analizi olarak adlandırılmaktadır.

2.3.1.6. Varyans Ayırıştırması

VAR ve PVAR modellerinde yer alan değişkenler arasındaki ilişkiler Granger Nedensellik ve Etki-Tepki analizi ile yorumlanabildiği gibi Varyans Ayırıştırması yöntemi ile de yorumlamalar yapılabilmektedir. Varyans Ayırıştırması ise bir değişkende meydana gelen bir şokun yüzde kaçının kendisinden, yüzde kaçının diğer değişkenlerden kaynaklandığı göstererek değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkiyi ortaya çıkartmayı amaçlayan bir yapısal analizdir. Diğer bir deyişle sistemde yer alan bir değişkenin p dönem ileri öngörü hata varyansının ne kadarının kendisinden ve ne kadarının sistemdeki diğer değişkenlerden kaynaklandığı açıklayabilmektedir. Analize uygunluk göstermesi için örnek verilecek olunursa, Yatırımlar üzerinde Tasarruf şoklarının daha baskın olduğu, Cari İşlemler dengesinin mi daha baskın olduğunu yoksa meydana gelen şokların büyük bir bölümünün kendisinden mi kaynaklandığı sorularının cevapları Varyans Ayırıştırması analizi ile verilebilmektedir. Varyans ayırıştırması sonucunda elde edilen bulgulara bakıldığında, bir değişkenin öngörü hata varyansının tamamı kendisinin tarafından açıklanması ilgili değişkenin dışsal olduğuna işaret ederken, tersi durumda değişkenin öngörü hata varyansı kendisi dışında diğer değişkenlerden gelen şoklar ile açıklanıyorsa bu durum değişkenin içsel bir değişken olduğunu ifade etmektedir¹²⁰. Diğer bir ifade ile (2.17) no'lu denklemde eğer ε_{Xt} şokuy_t'nin öngörü hata varyansı üzerinde hiçbir açıklama gücüne sahip değilse, diğer bir deyişle sadece kendini açıklayabiliyor ise y_t 'nin tam dışsal olduğu söylenmektedir. Tersisi durumda ε_{Xt} şokuy_t'nin öngörü hata varyansı üzerinde tam açıklama gücüne sahip ise bu durumda y_t 'nin tam içsel olduğu söylenir¹²¹. Sonuç olarak bir

¹²⁰ Enders, s.314.

¹²¹ Enders, s. 314.

makroekonomik büyüklüğün üzerinde en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayrıştırması ile belirlenirken, etkili bulunan bu değişkenin politika aracı olarak kullanılabilir olup olmadığı ise, etki-tepki fonksiyonları ile belirlenir¹²².



¹²² Sarı A. s.17.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

GELİŞMİŞ VE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE FELDSTEİN – HORİOKA HİPOTEZİNİN PANEL VAR MODELLERİ İLE ANALİZİ

3.1. Uluslararası Sermaye Akımları Ve Feldstein Horioka Bulmacası

Bir ekonomi veya endüstrinin gelişiminde sermaye oldukça önemli bir görev üstlenmektedir. Sermaye ülke içinde oluşabileceği gibi dış ülkelerin kaynakları ile ulusal sınırlar içerisine uluslararası sermaye olarak da katılabilmektedir. Uluslararası sermaye, bir ülkenin sermaye stokuna o ülkenin ulusal sınırları dışındaki başka bir ülkenin kurum veya vatandaşlarının sahipliği olarak tanımlanabileceği gibi, ülkedeki mevcut sermaye stokuna başka bir ülkenin sahipliğindeki ilave sermaye katkısı¹²³ olarak da tanımlanabilmektedir. Ülke içine gerçekleşen bu aktarım sürecinde ortaya çıkan sermaye aktarımları ise bir ülkede yerleşik bir kişinin bir başka ülkedeki yerleşik kişiye fon aktarması veya ondan bir aktif satın almak üzere fon göndermesi ile ortaya çıkmaktadır¹²⁴. Sermayenin küreselleşmesi ile beraber yatırım, ticaret veya üretim amaçlı uluslararası sermaye hareketleri teknolojik gelişmelerin ışığında ülke ekonomilerinin dışı açıklık oranlarının artmasına, kısa veya uzun süreli iyileştirmelere ve ekonomik kalkınmaya olumlu yönde katkıda bulunmuştur.

Dünya ekonomilerinin hızlı bir değişime entegre olma çabası ekonomik, politik ve sosyo kültürel değişimler ile beraber değerlendirildiğinde ülke ekonomilerinin birbirleri ile yaklaşmasına neden olmuş ve gelişmiş ülkelerde bilginin ve teknolojinin hızlı gelişmesi sonucu olarak görülüp sermaye hareketlerini düzenleyen kuralların

¹²³ “Yabancı Sermaye Nedir? Doğrudan Yabancı Sermaye”. http://www.ekodialog.com/konular/yabanci_sermaye.html. (21 Mart 2016).

¹²⁴ Sadi Uzunoğlu vd. “Uluslararası Sermaye Hareketlerinin Gelişmekte Olan Ülkelerde Makroekonomik Etkileri ve Türkiye”, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, Araştırma Yayınları, No.6, 1995, s.34.

serbestleştirilmesi sonucunda finansal küreselleşme başlamıştır. Finansal küreselleşmeye dahil olan ülke ekonomileri arasındaki etkileşim sermayenin serbestçe dolaşmasını ve ulusal sınırları aşmasını sağlamıştır. Bu duruma tanımlayıcı bir örnek olarak gelişmekte olan ülkelerin kalkınma amaçlarına ulaşabilmek için finansal küreselleşme sürecine katılmaları ve özellikle 90'lı yıllardan sonra istikrarsız büyüme ve kaynak yetersizliği probleminin üstesinden gelebilmek amacıyla çareyi ülke içine uluslararası sermaye hareketlerini çekmeyi hedeflemeleri verilebilir. Finansal serbestleşme politikalarının temelini oluşturan McKinnon(1973) ve Shaw (1973)'a göre tasarruf ve yatırımların finansal serbestlik ile uyarılması sonucu ekonomik büyüme olumlu yönde etkilenecektir¹²⁵. Etkin işleyen piyasalarda tasarrufların yatırıma dönüşme hızı uzun dönemde istikrarlı bir seyir izleyecektir¹²⁶. Yüksek getiri elde etmek amacıyla, ülke ekonomileri arasında yaşanan finansal serbestleşme süreci ile dünya kaynaklarının etkin kullanımı amaçlanarak, finansal piyasalar hareket ve etkinlik kazanmış ve böylece uluslararası sermaye hareketlerine olan ilgi ve önem artmıştır. Ülke ekonomilerine yön veren küreselleşme olgusunun gelişmesi ülke ekonomiler tarafından benimsenmesi ile bir çok ülke ekonomisinin finansal piyasaları 70'li yıllardan sonra bir entegrasyon sürecine girmiştir. Sermaye kontrollerinin kaldırılması ile sermayenin ekonomiler arasında hareket etmesi yatırım riskinin uluslararası piyasalarda paylaştırılması neden olmuş ve oluşan bu finansal serbestlik McKinnon ve Shaw'a göre tasarruf ve yatırım davranışlarının uyarılmalarının bir sonucu olarak ekonomik büyümeye sebep olmuştur. Özellikle kapitalizmin gelişmesi ile ortaya çıkan bu olgu daha çok gelişmekte olan ülkelere yönelik bir fayda sağlamaktadır.

Sermayenin ekonomiler arasında serbestçe hareket etmesi olarak adlandırılan sermaye hareketliliği dünya tasarrufunun etkin kullanılabilmesi için bir ön koşul olarak kabul edilmektedir. Dünya ekonomisine yön veren küreselleşme olgusu ve bunun ülke ekonomilerine yansımaları göz önüne alındığında tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkinin

¹²⁵ Edward S.Shaw, "Financial Deeping in Economic Developmet", Jorunal of Developmet Economics, Vol.1, Issue.1, 1974, s.81-84.

¹²⁶ Özlem Durgun, Küreselleşme Sürecinde, Finansal Serbestleşmenin Gelişmekte olan Ülkelere Etkileri", Mevzuat Dergisi, Sayı:111, 2007, s.2.

incelenmesi önem¹²⁷ arz etmektedir. Feldstein ve Horioka 1983 yılında yayınladıkları "Yurtiçi Tasarruf ve Uluslararası Sermaye Akımları" (Domestic Saving and International Capital Flows) adlı çalışmalarında yurtiçi tasarruflar ile yurtiçi yatırımlar arasındaki ilişkinin uluslararası sermaye hareketliliği hakkında bilgi verebileceğini düşünmüş ve uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini ölçmeye çalışmıştır. Ulusal ekonomilerin para ve maliye politikalarının ne derece etkili olacağı ve söz konusu politikaların makroekonomik değişkenleri hangi yolla etkileyeceği sermaye hareketliliğinin derecesi ile yakından ilişkili olup¹²⁸ Feldstein – Horioka tarafından ölçülmüştür.

3.2. Feldstein - Horioka Bulmacası

Dünya ekonomisinde uluslararası sermaye ne derece hareketli? Gelişmiş ülkeler arasında hareket eden sermaye, yatırımcıların getirilerini denkleştiriyor mu? Ya da alternatif olarak, ülke içinde yaratılan tasarruflar o ülke mi kalıyor? Ya da gerçek bu iki durumun arasında mı? Tüm bu soruları cevaplayabilmenin sadece uluslararası sermaye piyasalarını anlamak için değil, bir ulusun optimal tasarruf oranı ile vergi değişikliklerinde oluşan yansımalar gibi farklı sorunların da açığa kavuşturulması gerektiğini söyleyen Feldstein ve Horioka (FH, 1980)'ya ait çalışma hala günümüzde bir bulmaca niteliği taşımaktadır. Uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini ölçmek amacıyla gelişmiş ülkelerin yurtiçi tasarruf ve yurtiçi yatırımları arasındaki ilişkinin ölçülmesi üzerine odaklanan Feldstein ve Horioka, tam sermaye hareketliliği durumunda artan tasarrufların ülkeyi terk edeceği (sermaye ihracı) ya da buna karşılık yerini alacak yabancı sermayenin ülke içinde yatırıma dönüşeceğini (sermaye ithali) vurgulamaktadır.

¹²⁷ İbrahim Örnek vd. "Balkan Ülkelerinde Feldstein-Horioka Paradoksu: Bir Panel Eşbütünleme Analizi". **International Conference on Eurasian Economies**, 2014, ss.4.

¹²⁸ Martin Feldstein, "International Capital Flows", **National Bureau of Economic Research Conference**, Introduction to the Woodstock Volume, 1997, http://www.nber.org/feldstein/woodstock_intro.html#N_1, (21 Mart 2016), s.1.

Kapalı bir ekonomide özel yatırımlar, sadece iç tasarruflar ile finanse edilmektedir. Diğer bir ifade ile ülkedeki bütün yurtiçi tasarruflar yurtiçi yatırımları finanse etmek için kullanılacak ve ülkedeki yatırımların seviyesi tasarrufların seviyesine bağlı olacaktır. Bu durum yatırımlar ile tasarruflar arasında kaçınılmaz bir ilişki doğurmaktadır. İlişkinin sonucu olarak sermaye hareketlik düzeyi düşük olacaktır. Açık ekonomilerde ise aksine yurtiçi tasarruflarda meydana gelen bir azalış ülke içinde sermaye akışı ile dengelenirken, yurtiçi tasarruflarda meydana gelen artış uluslararası piyasalarda yatırım olarak değerlendirilecek ve diğer ülkeler tarafından kullanılacaktır. Kısacası yatırımların bir kısmı, yabancı tasarruflarla ile finanse edilebilme özelliğine sahip olacaktır. Bu nedenle açık ekonomilerde, ulusal tasarruf ve ulusal yatırımlar prensipte birbirinden bağımsız hareket edeceği savunulmaktadır.

İktisatçılar arasında kabul gören genel görüşe göre 70’li yıllardan sonra sanayi ülkelerinde meydana gelen finansal entegrasyon süreci, finansal piyasalarda meydana gelen düzenlemeler sonrasında hızlanmış ve sermaye hareketlerine gelen serbestleşme ve reformlar ile sermaye uluslararası anlamda hareketlenmiştir. Ancak Feldstein ve Horioka (1980) ve Feldstein (1983)¹²⁹ ampirik çalışmalarında yatırımlar ile tasarrufların birbirleri ile yüksek korelasyonlu olduğu sonuçlarına ulaşmışlar ve durumu ülkeler arasındaki sermaye hareketliliğinin eksikliği olarak yorumlamışlardır. Yurtiçi tasarrufların bir dünya havuzunda toplandığı varsayımı altında yurtiçi yatırımların da o havuzdan çekildiği düşünüldüğünde ulusal yatırım oranı ile tasarruf oranının birbirleri ile ilişkili olmaması gerekmektedir. Ancak FH (1980)’deki istatistiki bulgular, aksine OECD ülkelerinde uzun dönemde yatırım ve tasarrufların arasında yüksek derecede bir korelasyon olduğu yönündedir. Verilere göre, uzun dönemde tasarruf oranındaki yüzde bir birimlik artış, yatırımlarda neredeyse yüzde bir birimlik bir artışa neden olmaktadır¹³⁰.

¹²⁹ Martin Feldstein “Domestic Saving and International Capital Movements in The Long Run and The Short Run”, **NBER Working Paper Series**, Working Paper No.947, 1982.

¹³⁰ Martin Feldstein ve Phillipe Bacchetta P, “National Saving and International Investment”, **National Bureau of Economic Research-Working Paper Series**, No.3164, 1989, s.3.

F-H hipotezi çeşitli araştırmacılar tarafından farklı veri setleri ile sınanmış ve elde edilen bulgular yüksek sermaye hareketliliğine işaret etmesi sebebi ile bu durum literatürde “Feldstein-Horioka Bulmacası” olarak bulunmaktadır.

Genel iktisadi teoriye göre yurtiçi yatırımlar I , yurtiçi tasarruflar S ve cari işlemler dengesi CID iken;

$$S - I = CID \quad (3.1.1)$$

Eşitliğinden hareketle cari işlemler dengesi, yurtiçi tasarruflar ile yurtiçi yatırımlar arasındaki farkı temsil etmektedir.

F-H tarafından ortaya atılan yatırımlar ve tasarruflar arasındaki ilişkinin genel ifadesi (3.1.2) no’lu model ile ifade edilmiştir.

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i \quad (3.1.2)$$

Burada $\left(\frac{I}{Y}\right)_i$ i. ülkenin yurtiçi yatırımlarının Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) içindeki payını, $\left(\frac{S}{Y}\right)_i$ ise i. ülkenin yurtiçi tasarruflarının GSMH içindeki payı ile uyumlu oranı temsil etmektedir. β ise sermaye hareketliliğinin derecesini ölçen “tasarruf tutma katsayısı (saving retention coefficient)” olarak adlandırılır. Tam uluslararası sermaye hareketliliği durumunda ülkenin tasarruf tutma sayısı olan “ β ”nın sıfıra yakın çıkması beklenmektedir. Böylece iç tasarruf artışının iç yatırımları etkilemediği söylenebilir. β ’nın bire yakın değerde bulunması ise o ülkenin sermayesinin hareketsiz olduğunun ve artan tasarrufların ülke içinde kaldığının göstergesi olarak yorumlanır ve bu durum kapalı ekonomi sistemleri örnek verilebilir.

Tam sermaye hareketliliğinin olduğu bir dünya ekonomisinde, i. ülkenin tasarruf oranlarındaki bir artış, tüm dünya ülkelerinin yatırım oranlarında bir artış gösterecektir. Böylece dünya ülkelerinin toplam yatırımı artacaktır. Ülkeler arasında artış gösteren sermayenin dağılımı, her bir ülkenin başlangıç sermaye stoku ile doğru orantılı ve sermayenin marjinal verimliliği ile ters orantılı olacak şekilde dağılacaktır. Olağan dışı bir örnek olarak; eğer i.ülke dünya ekonomisine kıyasla oldukça küçük bir ekonomiyi temsil ediyorsa, β 'nın değerinin sıfır olması beklenmektedir. Ancak görece daha büyük bir ülke durumunda " β " değerinin büyüklüğü, ülkenin dünya sermaye stoğu içerisindeki oranına göre değer alacaktır. Böylece OECD ülkelerinde " β "nın değeri ülkeden ülkeye farklılık gösterse de ortalama 0.10'dan az olması FH tarafından beklenmektedir.

Buna karşılık tahmin edilen " β " değerinin ampirik çalışmalarda bire yakın değer göstermesi, artan tasarrufların ülke içinde kaldığını göstermektedir. Belirtilmelidir ki, tam sermaye hareketliliği durumunda yurtiçi tasarruflar, yurtiçi tasarruf fırsatlarından bağımsızdır. Bu nedenle " β "nın bire yakın çıkması yurtiçi yatırımlar ile yurtiçi tasarrufların yüksek bir getiri oranı ile uyarıldığını gösterse bu durum tam sermaye hareketliliği hipotezi ile çelişmektedir. Böylece denilebilir ki; uluslararası tam sermaye hareketliliğinin yurtiçi tasarruf oranına bağlı olmadığının testi " β "nın 0'a eşitliği ile test edilir.

Feldstein ve Horioka (1980) çalışmalarında yatay kesit veri seti ile 16 OECD ülkesini¹³¹ 1960-74 dönemleri arasında incelemiş ve çalışmasını beşer yıllık alt dönemler ile 15 yılın ortalamasını alarak iki farklı şekilde incelemiştir. 15 yıllık dönemin ortalama verilerine bakıldığında tasarruf tutma katsayısı " β " 0.88 iken beşer yıllık üç alt dönemde " β " sırası ile 0.909, 0.871 ve 0.872 olarak bulunmuştur. Her bir katsayı eşitliği sıfır olan sıfır hipotezi ile uyumsuzluk göstermektedir. Sonuç olarak, katsayıların bu denli yüksek çıkması sermayenin tam hareketli olduğu varsayımı ile çelişki yaratmaktadır. Her ne kadar bu sonuçlar kısa dönemde sermayenin likit olarak

¹³¹ FH (1980)'da, 21 OECD ülkesi ile oluşturulmuş gözlem setinden beş ülke milli gelirlerinin hesaplanma metodunu değiştirmeleri nedeni ile çıkarılmıştır.

elde tutulması yorumu ile uyum içinde olsa da, uzun dönemde sermayenin tam hareketli olduğu varsayımı ile çelişki yaratmaktadır. Tüm bu anlatılanların ışığında Feldstein ve Horioka'nın bulguları, ekonomik teori ile ters düşmesinden ötürü literatüre bir bulmaca olarak geçmiştir¹³².

Feldstein ve Bachetta (1980)'de 23 OECD ülkesini 1960-1986 dönemleri arasında incelemiş ve incelenen alt dönemlerde OECD ülkelerine ait tasarruf tutma katsayıları yüksek bulunmuş ve Feldstein ve Horioka (1980) bulguları ile çelişmemektedir. Ancak 9 ECC (Avrupa Ekonomik Topluluğu) ülkesine ait yapılan sınıflandırmanın tasarruf tutma katsayısı 1980-1986 dönemleri arasında 0,36 bulunarak, ECC ülkelerinde görece daha düşük olan β katsayısı sonucu yazarlar tarafından söz konusu dönem aralığında sermayenin dışa aktığı ve hareketliliğin yüksek olduğunun göstergesi olarak yorumlanmıştır.

Feldstein – Horioka'nın bulguları çok sayıda çalışmanın hareket noktası olmuş ve konuya ilişkin zengin bir literatürün doğmasına yol açmıştır¹³³. Literatüre katkısı olan diğer çalışmalar incelendiğinde zaman serisi, yatay kesit ve panel verileri ile yapılmış birçok çalışma Feldstein – Horioka bulmacasına açıklık getirmeye çalışmıştır. Yatırım (I) ve tasarrufların (S) temel değişkenler olduğu bu çalışmalarda araştırılmak istenilen yapıyı temsilen farklı değişkenler de kullanılmıştır. Özellikle panel veriler ile yapılan çalışmalar dikkate alınmaya çalışılmış olup, kronolojik sıralaması ile verilmiştir.

Coakley vd. (1996) tasarruf tutma katsayısı β 'nın yüksek bulunduğu Feldstein-Horioka bulmacasına farklı bir yorum getirerek sermaye akışkanlığının derecesinin büyüklüğüne bakılmaksızın yatırımlar ile tasarrufların bir birleri ile eşbütünleşik olduğu ve Feldstein Horioka bulmacasında yatırımlar ile tasarruflar arasındaki yüksek korelasyonun sermaye akışkanlığının derecesini belirlemektense uzun dönemde cari işlemlerin ödenebilme gücünü ortaya koyduğu sonucu ortaya atılmıştır.

¹³² Maurice Obstfeld ve Kenneth Rogoff, "Perspectives on OECD Economic Integration: Implications for US Current Account", **US Berkely: Center of International and Development Economics Research**, 2000, s.9.

¹³³ Nagihan Oktayer ve Nazan Susam, "Tasarruf – Yatırım – Sermaye Hareketleri İlişkisinin Türkiye Örneğinde Değerlendirilmesi", **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Aralık 2007, Cilt 9, Sayı 2, s.23.

Krol (1996) panel veriler ile çalışarak 21 OECD ülkesini incelemiştir. Zaman serisi ile yapılan çalışmalarda ortalamalar yöntemi ile gözlem aralığı belirlemenin sapmalı sonuçlar verdiği ve bu sonuçların sermaye hareketliliğinin reddedilmesine neden olduğunu açıklamıştır. 1962-1990 dönemi yıllık verilerle elde edilen sonuçlarda tasarruf tutma katsayısı 0.24 bulunmuştur. Diğer çalışmalar ile kıyaslandığında oldukça düşük bulunan bu değer yatırımların çok küçük bir bölümünün ülke içinde kaldığını, geriye kalanının dünya havuzunda değerlendirdiği anlamına gelmektedir. Yatırım ve tasarrufların cari işlemler üzerinde bıraktığı etkilerin de incelendiği bu çalışmada, yatırım ve tasarrufların cari işlemler üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Krol (1996) çalışması diğer çalışmalara kıyasla elde etmiş olduğu düşük sermaye hareketliliği derecesi Feldstein Horioka bulmacasının çözümünde oldukça dikkat çekmiş ve bazı araştırmacılar tarafından yenilenmiş ve yorumu eksik bulunmuştur. Kısa dönemdeki tasarruf tutma katsayısı uzun dönemdeki tasarruf tutma katsayısından daha düşük olsa bile bu bilgi Feldstein – Horioka bulmacasının çözülebildiği anlamına gelmediği iddiası ile Coiteux ve Olivier (2000), Krol'un analizinden Lüksemburg'ü çıkartarak Krol'un sabit etkiler modelini hata düzeltme modeli tahmin etmiş ve Krol (1996)'da elde edilen düşük β değerinin Lüksemburg'den kaynaklandığı sonucuna bağlamıştır. Jansen (2000) yapmış olduğu panel veri çalışmasında Krol (1996)'da elde edilen düşük β katsayısının çalışmanın panel veriler ile yapılmış olmasına değil, Lüksemburg'un veri setine dahil edilmiş olmasından kaynaklandığını ileri sürerek, yapmış olduğu çalışmaya Lüksemburg'ü eklememiş ve β katsayısını 0,57 bulmuştur. Ho (2002a) 20 OECD ülkesini 1961-1997 yılları arasında incelemiş ve panel verilerle çalışarak FMOLS yöntemi ile yapmış olduğu çalışma sonucunda Lüksemburg'un dahil edilmesi veya edilmemesinin sonuçları etkilemediği, testin gücünü kullanılan test ve yöntemin arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Yatırım ve tasarruflar arasında eşbütünleme ilişkisine rastlanılmamış ve tasarruf tutma katsayısını düşük bulmuştur.

Cadoret (2001) 19 OECD ülkesi ile 1970-1998 döneme ait yıllık panel verilerle yapmış olduğu çalışmada yatay kesite ait bilgiyi birim etkiler ile ekleyerek yapısal kırılmaların varlığı gözlenmiş bu nedenle gözlem dönemi üç alt döneme ayrılmıştır. Kişisel tasarrufların ulusal yatırımları açıklayamadığı ancak kamu tasarruflarının

yatırımlar ile yüksek korelasyonlu olduğu saptanmış ve uzun dönemde alınacak politik kararlar açısından ehemmiyet taşıdığı vurgulanmıştır.

Panel birim kök ve eşbütünleme analizi ile 12 OECD ülkesi arasında uzun dönemde bir dengenin olup olmadığı Ho (2002b) tarafından araştırılmak istenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre eşbütünleme analizi uluslararası sermaye hareketliliğinin ölçülmesinde daha etkili bir yöntem olduğu saptanmış ve uluslararası sermayenin 12 OECD ülkesinde hareketli olduğu yönünde sonuçlanmıştır.

Özmen ve Parmaksız (2007)'ın 1976-2001 dönemine ilişkin finansal gelişmişlik düzeyi ile döviz kuru değişimleri dikkate alınarak Feldstein Horioka hipotezi 10 MENA ülkesi üzerinde panel ARDL yaklaşımı ve panel grup ortalamalarına dayalı yöntemler ile incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre başarılı bir finansal entegrasyon ancak uyumlu finansal aracılıklarla gerçekleştirilebilmekte ve yatırım ve tasarruf eşbütünlmesi sabit ve dalgalı döviz kuru rejimlerine göre değişme göstermektedir ancak çoğu ülkede eşbütünlüş olduğu saptanmıştır. Yapılan çalışma döviz kuru rejimlerinin dikkate alınması ile Feldstein ve Horioka argümanının bir bulmaca olmaktan çıkacağı yönündedir.

1948-1996 dönemini kapsayarak Özmen ve Parmaksız (2003)'a ait bir başka çalışma Birleşik Krallık verisi kullanılarak yapılmıştır. Panel verilerin kırılmalı birim kök ve eşbütünleme yöntemleri sınıandığı analizde; döviz kuru kontrolleri ve kısıtlamalarının yerine geçen politika rejimlerinin uluslararası sermaye hareketliliği üzerindeki etkileri 1979'da döviz kuru kontrollerinin kısıtlamaları ile giderek azaldığı ve sermayenin hareketliliğinin arttığı saptanmıştır. Önceki çalışmasında da olduğu gibi politika ve rejim değişikliklerinin dikkate alınması ile yapılacak analizde Feldstein Horioka'nın bir bulmaca olmaktan çıkacağı düşünülmektedir.

Amirkhalkhali vd. (2003) ülke büyüklüklerine göre 19 OECD ülkesi beş gruba ayırmış ve ülke büyüklüğünün yatırım ve tasarruf oranları üzerindeki etkisi 1971-1999

dönemleri arasında incelemiştir. Tesadüfi etkiler modeli kullanılarak tüm panel üzerinde yapılan çalışmada ülke büyüklüğünün görece yüksek olduğu ülke gruplarında dışlanma etkisi (crowding out) genel olarak daha zayıfken, sermaye hareketliliği yüksek bulunmuştur. Ülke verileri incelendiğinde ise farklı sonuçlar elde edilmiştir. Periyot veya gruplara göre yapılan çalışmaların dışlama ve sermaye akışkanlığı konusunda yanıltıcı sonuçlar verebileceği ve politik önerilerde bu bilginin dikkate alınması gerektiği ifade edilmiştir.

Ülke büyüklüğü ve açıklığının yatırım ve tasarruflar üzerindeki etkilerini araştırmak amacı ile Bahmani-Oskooee ve Chakrabarti (2005)'nin yapmış olduğu çalışma heterojen panel eşbütünleme tekniği ile uzun dönem ilişkisi 126 ülke ekonomisi için araştırılmış ve yüksek gelirli ülkelerde bu ilişkinin düşük ve orta gelirli ülkelere daha fazla olması ile birlikte aynı ilişki kapalı ülke ekonomileri ile belirli bir zamandan sonra ülke ekonomisi dışa açıklık kazanmış ülke sınıflarından daha yüksek olduğu sonuçları elde edilmiştir. Bahmani-Oskooee ve Chakrabarti (2005) ülke büyüklüğü ve dışa açıklığın yatırım ve tasarruflar ile olan ilişkisinde sistematik bir ilişki yakalamıştır.

Teletar vd. (2007) yatırım ve tasarruflar arasındaki ilişkiyi ölçmek amacıyla Feldstein Horioka yaklaşımından hareketle Markov Switching Modeli yaklaşımı ile 1970-2002 dönemini 10 Avrupa Birliği ülkesi için incelemiş ve rejim değişikliği nedeni ile tasarruf tutma katsayısının değişiklik gösterdiği ve bu nedenle β katsayısının yatırım ve tasarruflar arasındaki ilişkiyi ölçmek amacıyla kullanılamayacağı yönünde bir açıklama getirmiştir. 1994 yılında Avrupa Birliği'nin kurulması ile meydana gelen rejim değişikliği sonrasında uluslararası sermaye hareketlerinin arttığı ve rejim değişikliğinin dahil edilmesi ile tasarruf tutma katsayısında bir düşme olduğu saptanmıştır.

Mastroiannis (2007) yapısal kırılmaların varlığında Yunanistan'da Feldstein-Horioka bulmacasının geçerli olmadığı sonucu elde edilmiştir. 1960-2004 dönemi için zaman serisi analizinde yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapılan analizde yatırım ve tasarruflar arasındaki ilişki cari işlemler dengesi ile incelenmiş ve 1960-1992 yılları

arasında düşük sermaye hareketliliği, 1992 yılı sonrasında artmaya başlamış ve Avrupa birliğine katılması ile uluslararası sermaye piyasasında oldukça güçlendiği sonuçları elde edilmiştir.

Fouquau vd. (2008) yatırım, tasarruf, dışa açıklık derecesi, ülke büyüklüğü ve cari açığın GSHM'ya oranını ele aldığı çalışmasında 24 OECD ülkesi panel eşik regresyon yaklaşımı ile incelenmiştir. Dışsal değişkenlerin eklenmesi ile gerçekleştirilen bu çalışmada yatırım ve tasarruflar arasında doğrusal bir ilişkinin olmadığı saptanmış ve tasarruf tutma katsayısı üzerinde özellikle dışa açıklık, ülke büyüklüğü ve cari açığın GSMH'ya oranının etkili olduğu saptanmıştır.

Di Iorio ve Fachin (2010) bootstrap yöntemi ile kırılmalı panel eşbütünleme analizi ile yatırım ve tasarruflar arasındaki ilişkiyi 18 OECD ülkesi üzerinde 1970-2007 periyodunda incelemiştir. Gözlem aralığı içerisinde Kanada, Almanya ve ABD dışındaki tüm ülkelerde ekonomik açıklığın değişmesinden ötürü, tüm ülkelerde kırılma olmasına izin verilerek yapılan bu çalışmada eşbütünlemenin varlığı kabul edilememiştir. Çalışma son kırk yıldır bu ülkelerde Feldstein - Horioka hipotezinin kabul edilebilir olmadığı söylemektedir.

Yapılan bazı çalışmalarda elde edilen sonuçlar önceki çalışmaların aksine Misztal (2011) olduğu gibi farklı sonuçlanmıştır. Ekonomik gelişmişlik düzeylerine göre iki alt grupta incelenen yatırım ve tasarruflar arasındaki ilişki tarafından da incelenmiş ve zaman serileri ile yapmış olduğu VAR analizinde tasarruf tutma katsayısı sonuçları gelişmiş ülkelerde 0.57, gelişmekte olan ülkelerde 0.22 olarak kaydedilmiştir. Önceki çalışmalardan farklı olarak, uluslararası sermaye hareketliliğinin gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelere oranla daha güçlü olduğu sonucu elde edilmiştir.

Yapılan literatür çalışmasına yönelik elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde bulmacaya açıklık getirmek amacı ile dünden bugüne farklı veri setleri, değişkenler ve yöntemler kullanılmıştır. Kimi çalışmalarda kullanılan yöntem ve veri setine göre

sermaye hareketliliğini ölçen tasarruf tutma katsayısı tahmin edilenlerin aksine daha yapıcı ve çelişkiden uzak sonuçlar verirken kimi çalışmalar bulmaca ile tam bir çelişki yaratmakta ve Feldstein-Horioka bulmacası reddedilmektedir.

3.3. Uygulamanın Konusu ve Amacı

Globalleşen dünya ekonomileri arasında sermayenin serbestçe dolaşması ve ulusal sınırları aşması, finansal reformlar ile sermaye hareketlerinde oluşan serbestleşme, yabancı yatırımcının daha yüksek getiri elde etme amacı ile sermayesini yurtdışı havuzuna aktarması sonucu artan sermaye hareketlilikleri günümüz ekonomisinde hala ilgi çekici konulardan biri olarak yer almaktadır. Yurt içi yatırımların dünya yatırım havuzunda değerlendirilmesine karşılık yurt içi tasarruflarında aynı havuzdan finanse edileceği teorisi yurt içi yatırımlar ile yurt içi tasarruflar arasında korelasyon ilişkisine rastlanılmaması gerektiğini ifade eden Feldstein ve Horioka (1980), istatistiksel analizleri ile elde ettikleri sonuçların bu teoriyi desteklemediğini aksine uzun dönem yatırım ve tasarruf oranlarının gelişmiş ülke gruplarında yüksek korelasyonlu olduğunu, diğer bir ifade ile tasarruf tutma katsayısının yüksek bulunduğu belirtmişlerdir. Feldstein ve Horioka tahminleri bir çok araştırmacı tarafından ele alınmış, farklı ülke grupları için denenmiş ve kullanılan değişkenlerin brüt ve net değerleri ile tahminler yapılmıştır. Sonuçların farklılık göstermemesi ile farklı ekonometrik yöntemler denenmiş ve literatüre bakıldığında da görülecektir ki zaman serileri, yatay kesit veriler ve panel veri analizleri ile çeşitli yaklaşımlar öne sürülmeye çalışılmıştır. Araştırmacıların kimi Feldstein ve Horioka'ya ait regresyon denkleminin eksik belirleme problemi ile karşı karşıya olduğunu savunmuştur ve oluşturulan modellerde devletin müdahale rolünün modele katılmadığı yönünde eleştiriler elde edilmiştir. Bulmacaya farklı bir yönden bakmak amacı ile çalışmamızda yurtiçi tasarruflar ile yurtiçi yatırımların ne oranda ve neden korelasyonlu olduğu ilişkisinin incelenmesi yerine cari işlemler dengesinin dahil edilmesi ile değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler Panel VAR modelleri yardımı ile incelenecektir. Uygulamada gelişmiş ve gelişmekte olan iki ülke grubuna ait sonuçlar Etki-Tepki ve Varyans Ayırıştırması ile yorumlanacaktır.

3.4. Uygulamada Kullanılan Veriler

Yatırımlar ile tasarruflar arasındaki ilişkiye açıklık getirebilmesi amacıyla uluslararası sermaye hareketliliğinin Feldstein – Horioka hipotezi ile incelendiği bu çalışmada yurtiçi yatırımlar ve yurtiçi tasarruflar ile birlikte ülkelerin ödemeler dengesi hesap kalemi altında bulunan cari işlemler dengesinin GMSH içindeki oranları kullanılmıştır. Tüm veriler yıllık olup Dünya Bankası (World Bank Data World Development Indicators)’ndan alınmış ve tamamı GMSH’ya oranlanmış verilerdir. Uygulamada yatırım ve tasarruf serilerinin logaritmik formları ile çalışılmaktadır. CID değişkeninde yer alan negatif değerler nedeniyle logaritmik dönüşüm sonrasında çok fazla veri kaybı yaşanmıştır. Bilgi kaybının olmaması için değişken, herhangi bir dönüşüme tabi tutulmamıştır. Değişkenlere ait tanımlamalar Tablo.3’de sunulmuştur.

Tablo.3 Değişkenlere Ait Tanımlamalar

Değişkenler	Tanım
I	Yurtiçi yatırımlar
S	Yurtiçi tasarruflar
CID	Cari işlemler dengesi

Çalışmada yer alan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler World Development Indicators (WDI) 2013 yılı rapor sonuçlarına göre dışa açıklık oranı en yüksek ülke ekonomileri arasından seçilmiştir. Dışa açık gelişmiş 13 ülke ile dışa açık gelişmekte olan 12 ülke ile yapılan bu çalışma 1981-2013 dönemini kapsamaktadır. Analize konu olan ülkeler Ek’te sunulmuştur.

3.5. Uygulamada Kullanılan Yöntem

Uluslararası sermaye hareketliliğinin ölçülebilmesi ve yatırımlar ile tasarruflar arasındaki ilişkiye açıklık getirebilmesi amacıyla gelişmiş ve gelişmekte olan ülke

ekonomilerinde Feldstein-Horioka bulmacasının geçerliliği bu çalışmada Panel Vektör Otoregresif Modeller ile analiz edilmiştir. Serilerin durağanlığını sağlamak amacı ile analize panel birim kök testleri ile başlamadan önce I. Nesil ve II. Nesil panel birim kök testlerini belirlemenin bir ön koşulu olarak görülen yatay kesit bağımlılığın sınaması Pesaran (2004) testi ile gerçekleştirilmiştir. Bu doğrultuda iki ülke grubu değişkenleri farklı sonuçlar vermiş ve I. Nesil panel birim kök testlerinden Levin, Lin ve Chu (LLC) , Im, Pesaran ve Shin (IPS), Breitung, Harris Tzavalis, Hadri ve Fisher ADF-PP testleri ile II. Nesil panel birim kök testlerinden Pesaran (2003) testi kullanılmıştır.

Serilerin durağanlığı sağlanıp bütünleme mertebeleri belirlendikten sonra panel eşbütünleme analizine geçilmiştir. Çalışmada değişkenler arasında var olabilecek uzun dönemli ilişki Westerlund (2007) eşbütünleme testi ile sınanmıştır. Uzun dönemli bir ilişkinin var olmadığı saptandıktan sonra Panel VAR yöntemine geçilmiştir. Panel VAR modelinin tahmini için gerekli uygun gecikme uzunluğu belirlenip akabinde Panel VAR modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen Panel VAR modeli ile Panel Nedensellik analizi gerçekleştirilmiş ve değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı ve varlığı durumunda yönü belirlenmiştir. Tahmin edilen Panel VAR modeli kararlılık analizinden geçmiş ve Etki-Tepki analizi ile Varyans Ayırıştırması yapılmıştır. Stata 14 paket programı kullanılarak yapılan çalışmada Panel VAR modelinin tahmini Micheal R.M. Abrigo ve Innessa Love tarafından geliştirilen Stata kodları kullanılarak elde edilmiştir¹³⁴.

3.6. Gelişmiş Ülke Ekonomilerine Ait Sonuçlar

Feldstein – Horioka Bulmacasının gelişmiş ülkeler üzerindeki geçerliliği araştırılacak ve 1981-2013 dönemi arasında ele alınarak yurtiçi tasarruflar, yurtiçi yatırımların cari işlemler dengesi ile aralarındaki dinamik ilişki incelenecektir.

¹³⁴ Kodlar <https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar> sitesinden temin edilebilmektedir.

3.6.1. Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Panel veri setlerinde durağanlığın araştırılmasında kullanılacak uygun panel birim kök testlerinin belirlenebilmesinin ön koşulu yatay kesit bağımlılığın sınanmasıdır. Gelişmiş ülke ekonomilerine ait veri seti 13 birimden (ülke) ve 33 yıldan ($N=12$, $T=33$) oluşmaktadır. Heterojen panellerde $N < T$ ve $N > T$ iken yatay kesit bağımlılığın araştırılabildiği Pesaran (2004) CD testi gelişmiş ülke veri setine uygulanmıştır. Analiz sonucunda değişkenlerin durağanlığının sınamasında kullanılacak panel birim kök testleri arasından bir seçim yapılacaktır.

Tablo.4 Gelişmiş Ülkeler Ait Pesaran (2004) CD Yatay Kesit Bağımlılığın Test Sonuçları

Değişken	CD-test ist.	Olasılık Değeri
LogI	12.98	0.000*
LogS	4.33	0.000*
CID	1.79	0.074**

*%1, %5 ve %10 hata payılarına göre H_0 hipotezinin reddini ifade etmektedir. **%1, %5 hata paylarına göre H_0 hipotezinin reddedilirken %10 hata payına göre H_0 hipotezi reddedilmektedir.

Tablo.4’de elde edilen sonuçlara bakıldığında I ve S değişkenleri %1, %5 ve %10 hata paylarına göre anlamlı sonuçlar verirken CID değişkeninin ise %1 ve %5 hata seviyelerinde anlamsız %10 hata seviyesinde ise anlamlı sonuçlar vermektedir. Pesaran (2003) CD testi sonuçlarına göre I ve S veri setlerinde yatay kesit bağımlılık mevcuttur. Bu nedenle değişkenlerin durağanlık sınaması II. Nesil Panel birim kök testleri ile gerçekleştirilecektir. Böylece daha etkin, tutarlı ve güçlü birim tahminler elde edilecektir. CID veri setinde ise yatay kesit bağımlılığa rastlanmamış ve durağanlık sınamasında I. Nesil Panel birim kök testlerinin uygulanmasına karar verilmiştir.

Yatay kesit bağımsızlığın I ve S veri setlerindeki varlığı nedeni ile panel birim kök sınamasında II. Nesil testlerden biri olan Pesaran (2003) birim kök testinin uygulanılmasına karar verilmiştir.

Pesaran (2003) testi yatay kesit bağımlılıkla başa çıkabilmek adına farklı bir yöntem geliştirmiştir. Gecikmeli yatay kesit ortalamaları ve birinci farkı alınmış tekli faktör modeli DF ve ADF regresyonları için yeniden oluşturulmuş ve sırası ile;

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

ve

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it}$$

olarak tanımlamıştır. Pesaran bütün birimlerde birim kök olduğu $H_0: \rho_i=0$ sıfır hipotezine karşılık $H_1: \rho_i < 0$ ($i = 1, \dots, N$) alternatif hipotezi ile durağanlığı araştırmaktadır.

Pesaran (2003) testi için en uzun gecikme uzunluğu altı olarak alınmış ve en düşük AIC değerine sahip gecikme uzunluğu sıfır seçilmiştir. LogI ve LogS değişkenlerine ait kesmeli ve kesmeli - trendli birim kök sonuçları Tablo.5’de verilmiştir.

**Tablo.5 Gelişmiş Ülkeler Ait Pesaran (2003) Panel Birim Kök Testi
Sonuçları**

Değişkenler		Olasılık Değeri I (0)	Olasılık Değeri I (1)	Sonuç
LogI	Kesmeli	0.981*	0.000**	I(1)
	Trendli	0.999*	0.000**	I(1)
LogS	Kesmeli	0.964*	0.000**	I(1)
	Trendli	0.702*	0.000**	I(1)

Not: Gecikme uzunluğu AIC kriterine göre sıfır belirlenmiştir. *Tüm istatistiki anlamlılık düzeyleri için olasılık değerleri dikkate alınmıştır.** %1, %5 ve %10 hata payı ile H_0 hipotezi reddedilmemektedir. ***%1,%5,%10 hata payı ile anlamlı sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo.5'deki sonuçlara bakıldığında LogI ve LogS değişkenlerinin kesmeli ve kesmeli trendli yapılarda düzeyde durağan olmadığı ve tüm anlamlılık seviyelerinde $H_0: \rho_i=0$ hipotezinin reddedildiği görülmüştür. Elde edilen bilgiler doğrultusunda değişkenlerin birinci farklarında birim kökün varlığı araştırılmış ve alınan birinci farklarda her iki seri için de anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. LogI ve LogS değişkenleri I (1) olarak kaydedilmiştir.

Yatay kesit bağımsızlık nedeni ile I.Nesil panel birim kök testlerinin uygulandığı CID değişkeni için birim kök sonuçları Tablo.6'da verilmiştir.

Tablo.6 Gelişmiş Ülkelere Ait I. Nesil Panel Birim Kök Test Sonuçları

Değişken: CID		Olasılık Değeri I(0)	Olasılık Değeri I(1)	Sonuç
Levin, Lin ve Chu	Kesmeli	0.0250	0.000*	-
	Trendli	0.3068	0.000*	
Breitung	Kesmeli	0.1898	0.000*	I(1)
	Trendli	0.8933	0.000*	
Harris ve Tzavalis	Kesmeli	0.0000	0.000*	-
	Trendli	0.0230	0.000*	
Im, Pesaran ve	Kesmeli	0.0008	0.000*	-

Shin	Trendli	0.0839	0.000*	
Hadri	Kesmeli	0.0000	0.8496**	-
	Trendli	0.0000	0.0169**	
Fisher ADF	Kesmeli	0.0059	0.000*	-
	Trendli	0.4503	0.000*	

NOT: Tüm istatistiki anlamlılık düzeyleri için olasılık (prob.) değerleri dikkate alınmıştır. * %1, %5 ve %10 hata payı ile anlamlı sonuçları temsil etmektedir. ** %1, %5 ve %10 hata payı ile H_0 hipotezi reddedilememiştir.

Breitung seride genel bir birim kök olmadığına dair sıfır hipotezini fark durağan, alternatif hipotezi ise trend durağan süreç altında aşağıdaki gibi oluşturmaktadır.

$$H_0: \rho_i \equiv \sum_{j=1}^{p+1} \rho_{ij} - 1 = 0$$

$$H_0: \rho_i \equiv \sum_{j=1}^{p+1} \rho_{ij} - 1 < 0 \quad i = 1, \dots, N$$

Temel hipotezinde birim kökün varlığının araştırıldığı I. Nesil testlerde Monte Carlo simülasyonu kullanılarak 10.000 döngü ile elde edilen Breitung birim kök sonuçlarının daha güçlü olduğu Breitung (2001) tarafından belirtilmiştir. Bu nedenle Breitung testi dikkate alındığında CID serisinin birinci farkında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular Hadri'ye ait birim kök testi ile desteklenmiştir.

Panel birim kök sonuçlarına bakıldığında LogI, LogS ve CID serilerinin birinci farklarında durağan bir yapı sergiledikleri görülmektedir. Gelişmiş ülkelerde analize dahil edilen seriler aynı mertebeden durağan bulunmuştur.

3.6.2. Panel Eşbütünleme Sonuçları

Analize dahil edilen her üç serinin aynı mertebeden durağan bulunmaları yatırım, tasarruf ve cari işlemler dengesi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılmasına olanak sağlamaktadır. Yatay kesit bağımsızlığın varsayımında kullanılan Pedroni (2001) eşbütünleme ile testi yatay kesit bağımlılığın varlığında kullanılan Westlerund (2007) testi serilerin sağladığı özellikler dikkate alınarak uygulanmalıdır.

LogI, LogS ve CID değişkenlerinin oluşturduğu modelin artıklarında yatay kesit bağımlılığın varlığının araştırılması amacıyla Bruesch Pagan testi uygulanmıştır. Sonuçları Tablo.7’de verilmiştir.

Tablo.7 Gelişmiş Ülkelere Ait Breucsh Pagan (1980) Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları¹³⁵

	χ^2 istatistiği	Olasılık Değeri
Breusch Pagan – LM Testi	352.502	0.000*

*%1,%5,%10 hata payı ile H_0 hipotezi reddedilmektedir.

Breusch Pagan LM testi yatay kesit boyutu N, $T \rightarrow \infty$ sabit tutulduğunda ya da başka bir ifade ile $N < T$ olduğunda geçerlilik sağlamaktadır. Sonuçlara bakıldığında Breusch Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) CD testi ile neredeyse uyumlu sonuçlar vermiş ve yatay kesit bağımlılığın olmadığı temel hipotezi reddedilmiştir. Böylecehata düzeltme modeli yardımı ile seriler arasındaki uzun dönemli ilişki bu çalışmada Westerlund (2007) ile test edilebilecektir.

Westerlund (2007) testi dört yeni panel eşbütünleme testini sıfır hipotezinde eşbütünleme ilişkisinin yokluğunu sınamak amacı ile geliştirmiştir. Yapılan bu

¹³⁵ Breusch Pagan (1980) test sonuçları Stata 14 programı ile hesaplanmıştır. Bresuch-Pagan (1980) testi öncesi sabit etkiler modeli tahmin edilmiş akabinde yatay kesit bağımlılık test edilmiştir.

eşbütünleme testi hata düzeltme modelinde yer alan hata düzeltme teriminin sıfıra eşitliği ile sınıanmaktadır. Westerlund (2007)'de belirlenen dört test istatistiğinden ikisi hata düzeltme modelinin yatay kesitinden alınan havuzlanmış bilgilere dayanır ve panel istatistikleri olarak adlandırılır. Panel istatistiklerinin hipotezleri aşağıdaki gibi belirlenmektedir.

$$H_0: \alpha_i = 0$$

$$H_1^p: \alpha_i = \alpha < 0 \text{ tüm } i'ler \text{ için}$$

Panel istatistiklerinde hipotezlerin reddi tüm panelin eşbütünleme ilişkisini etkilemektedir. Buna karşılık olarak grup ortalama istatistikleri bazı birimlerin reddinin ifadesini taşımaktadır. Bu durumda aşağıdaki sıfır hipotezinin reddi en az bir yatay kesit birimde eşbütünleme ilişkisinin olduğunu vurgulamaktadır.

$$H_0: \alpha_i = 0$$

$$H_1^g: \alpha_i < 0 \text{ bazı } i'ler \text{ için}$$

Artık temelli olmaması sebebi ile daha dirençli olduğu savunulan Westerlund (2007) testine ait 300 döngü ile elde edilmiş Bootstrap sonuçları Tablo.8'de verilmiştir.

Tablo.8 Gelişmiş Ülkelere Ait Westerlund (2007) Eşbütünleme Testi Sonuçları

	Test İstatistikleri	Olasılık Değerleri	Bootstrap Olasılık Değerleri	Sonuç

G_t – Grup Ortalamaları	1.497	0.933*	0.690*	Ho reddedilemez
G_a – Grup Ortalamaları	2.755	0.997*	0.657*	Ho reddedilemez
P_t – Panel İstatistikleri	1.428	0.923*	0.580*	Ho reddedilemez
P_a – Panel İstatistikleri	1.069	0.858*	0.330*	Ho reddedilemez

Notlar: Bootstrap d ng s  300 adettir. Regresyon sabit ve trendi i ermektedir. Gecikme ve  nc ller maksimum 3 olarak belirlenmi tir. AIC de eri baz alınmı tır. Bant geni li i ise $4(T/100)^{2/9}$ Newey West kuralına g re belirlenmi tir. * %1,%5 ve %10 hata payı ile temel hipotez reddedilememektedir.

Yatay kesit ba ımlılı ın varlı ında hesaplanan bootstrap olasılık de erleri ile yatay kesit ba ımsızlık durumunda hesaplanan olasılık de erlerine tabloda yer verilmi tir. Sonu lara bakıldı ında ise G_t , G_a , P_t , P_a istatistiklerinin tamamı %1, %5 ve %10 hata payı ile e b t nlemenin olmadı ı H_0 hipotezini g  l  olasılıklarla reddedememektedir. Panelde yer alan Yatırım, Tasarruf ve Cari İşlemler Dengesi de i kenleri arasında uzun d nemde bir ili kinin olmadı ı sonucu elde edilmi tir.

3.6.3. Panel VAR Modelinin Tahmin Sonu ları

De i kenlerin birinci mertebeden b t nle ik ve aralarında e b t nleme ili kinin olmaması sebebi ile de i kenlerin dura an halleriyle Panel VAR modeli tahmin edilebilmektedir. De i kenlerin birinci dereceden farkı alınarak tahmin edilen PVAR modeli  ncelikle bazı ko ulların sa lanması ve belirli a amaların tahmin edilmesini gerektirmektedir. Elde edilen bilgilerle yorumlanacak olan Etki-Tepki ve Varyans Ayrı tırması analizi ile panel veri setini olu turan LogI, LogS ve CID de i kenlerinin bir birimlik  oklara kar ılık verdi i tepkiler ara tırılacak ve bu  okların ne kadarının de i kenlerin kendileri tarafından kar ılandı ı dinamik bir analiz ile incelenecektir.

Analize ba lamadan  nce PVAR modelinin tahmini i in uygun gecikme uzunlu unun belirlenmesi gerekmektedir. Geleneksel zaman serisi metodunda da

olduğu gibi uygun gecikme uzunluğu AIC, BIC ve HQIC kriterleri tarafından belirlenecektir. Belirleme problemini ortadan kaldırmak amacı ile Andrews ve Lu (2001) tarafından Genelleştirilmiş Momentler Metodu yardımı ile Panel VAR için geliştirilen $MMSC_{AIC}$, $MMSC_{BIC}$ ve $MMSC_{HQIC}$ model seçim kriterleri kullanılarak uygun gecikme uzunlukları belirlenmiş sonuçlar Tablo.9’da verilmiştir.

Tablo.9 Gelişmiş Ülkelere Ait Panel VAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluğu Sonuçları

Gecikme Sayısı	MAIC	MBIC	MQIC
1	-8.8368	-113.078*	-50.3241*
2	-14.352*	-83.8464	-42.0104
3	2.3309	-32.4161	-11.4981

Not: * minimum gecikme uzunluklarını temsil etmektedir.

Maksimum üç gecikmeye izin verilmiştir. Sonuçlara bakıldığında MBIC ve MQIC kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu bir, MAIC kriterine göre ise iki bulunmuştur. Panel VAR modeli MAIC bilgi kriteri dikkate alınarak tahmin edilmiştir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından GMM yardımı ile iki gecikmeli Panel VAR modeli sonuçları Tablo.10’a aktarılmıştır.

Tablo.10 Gelişmiş Ülkelere Ait Panel VAR Model Tahmin Sonuçları¹³⁶

	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
ΔLogI				
$\Delta \text{LogI}(-1)$	0.1765	0.1350	1.31	0.191

¹³⁶Geleneksel VAR modellerinde birçok çalışmada olduğu gibi Panel VAR modellerinde de katsayıların istatistiksel anlamlılıkları burada analize dahil edilmeyecektir. Panel VAR modelinin tahmin edilmesi bu çalışmada nedensellik analizi sonuçlarının elde edilebilmesi amacını taşımaktadır.

$\Delta \text{LogI}(-2)$	-0.0155	0.1018	-0.15	0.879
$\Delta \text{LogS}(-1)$	0.3607	0.1253	2.90	0.004
$\Delta \text{LogS}(-2)$	0.0426	0.0824	0.52	0.605
$\Delta \text{CID}(-1)$	-0.0040	0.0037	-1.11	0.269
$\Delta \text{CID}(-2)$	0.0030	0.0026	1.19	0.235
ΔLogS				
$\Delta \text{LogI}(-1)$	0.0067	0.0822	0.83	0.409
$\Delta \text{LogI}(-2)$	-0.3121	0.0785	-3.97	0.000
$\Delta \text{LogS}(-1)$	0.1862	0.0804	2.32	0.021
$\Delta \text{LogS}(-2)$	0.0027	0.0606	0.45	0.655
$\Delta \text{CID}(-1)$	-0.0011	0.0023	-0.49	0.621
$\Delta \text{CID}(-2)$	-0.0033	0.0020	-1.63	0.103
ΔCID				
$\Delta \text{LogI}(-1)$	-6.3371	4.0670	-0.126	0.119
$\Delta \text{LogI}(-2)$	-7.7119	3.5924	-2.150	0.032
$\Delta \text{LogS}(-1)$	0.0764	3.1403	0.02	0.981
$\Delta \text{LogS}(-2)$	4.3305	2.2752	1.90	0.057
$\Delta \text{CID}(-1)$	-0.0752	0.1331	-0.56	0.572
$\Delta \text{CID}(-2)$	-0.3377	0.1078	-3.13	0.002

* Δ fark işlemcisini temsil etmektedir.

Tahmin edilen Panel VAR modelinin kararlılık analizinden geçmesi gerekmektedir. Modele ait karakteristik köklerin ise birim çember içerisinde yer alması, tahmin edilen modele ait öz değerlerin (eigenvalues) birden küçük olma durumunu sağlaması ile gerçekleşmektedir. Kararlılık analizinin sonuçlarını yansıtan Tablo.11’de gösterilmiştir. Tablo.11’e bakıldığında Panel VAR modeline ait karakteristik köklerin tümüne ait öz değerlerin bir değerinin altında kaldığı görülmektedir.

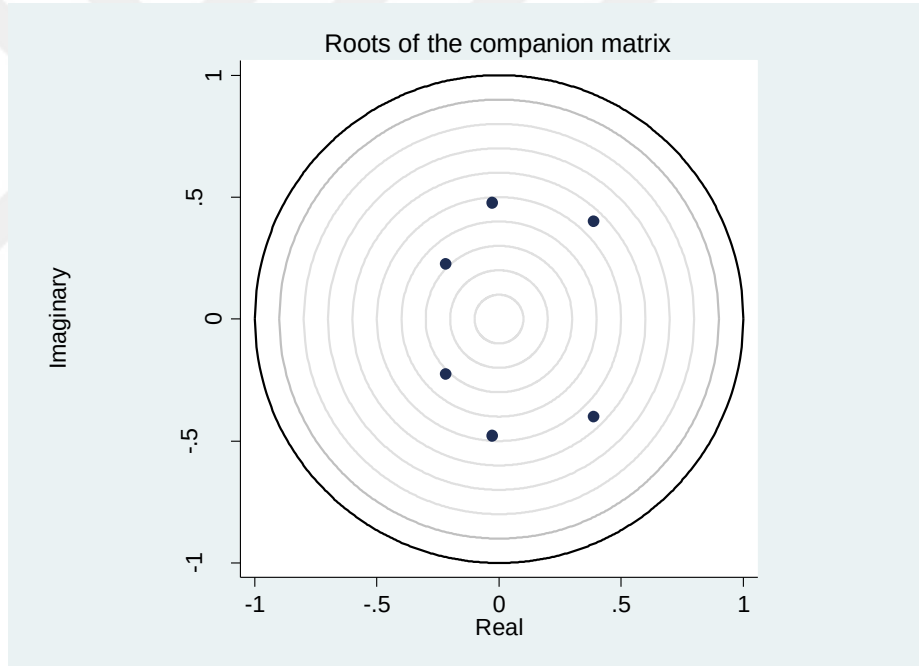
Tablo.11 Gelişmiş Ülkelere Ait Panel VAR Modeli Kararlılık Analizi – Öz Değer (Eigenvalues) Sonuçları

Öz Değerler		
Gerçek Değerler	Tahmini Değerler	Sabit Değerler
0.38914	-0.40037	0.55833
0.38914	0.40037	0.55833
-0.02783	0.47766	0.47847

-0.02783	-0.47766	0.47847
-0.21750	-0.22613	0.31375
-0.21750	0.22613	0.31375

Karakteristik köklerin tümü Şekil.2’de olduğu gibi birim çember içerisinde yer almaktadır.

Şekil.2 Gelişmiş Ülkelere Ait Karakteristik Köklerin Birim Çember İçerisindeki Konumu



Kararlılık analizi koşullarının yerine gelmesi Panel VAR modeli köklerinin tersine çevrilebilir, sonsuz mertebede hareketli ortalamaları temsil ettiği anlamına gelir. Modelin kararlılık analizinden geçmesi etki-tepki analizi ile varyans ayrıştırması sonuçlarının elde edilebilmesi açısından önem taşımaktadır. Ancak sonuçların değişkenlerin aralarındaki ilişkinin varlığı ve yönü bilgisi ile desteklenmesi gerekmektedir. Panel Nedensellik analizi Tablo.12’de verilmiştir.

Tablo.12 Gelişmiş Ülkelere Ait Panel Nedensellik Sonuçları

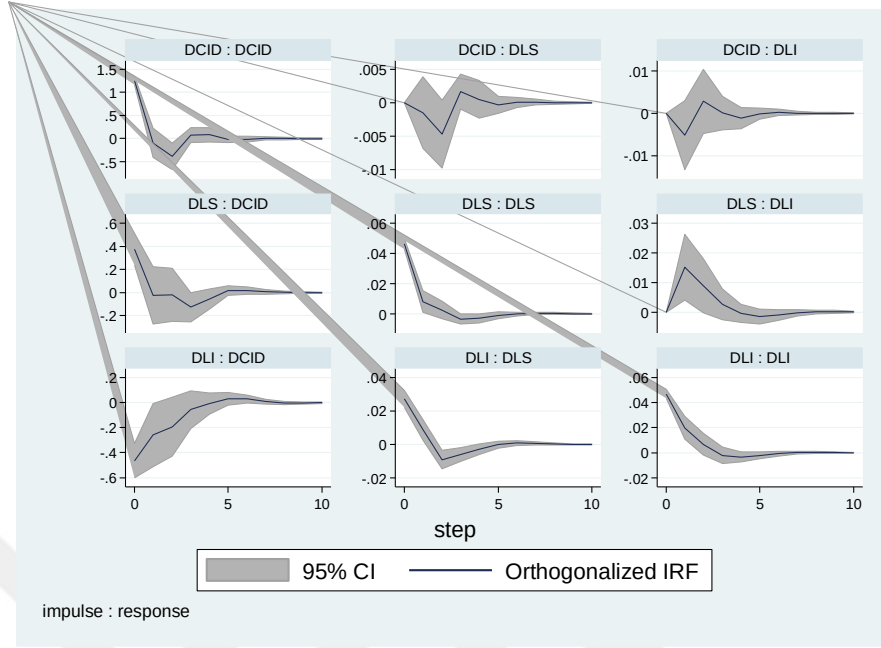
Değişkenler	χ^2 değeri	Olasılık Değeri	Karar
$\Delta LI \rightarrow \Delta LS$	9.030	0.011**	Nedeni
$\Delta LS \rightarrow \Delta LI$	16.536	0.000*	Nedeni
$\Delta LI \rightarrow \Delta CID$	4.175	0.124	Nedeni Değil
$\Delta CID \rightarrow \Delta LI$	12.040	0.002*	Nedeni
$\Delta LS \rightarrow \Delta CID$	2.701	0.259	Nedeni Değil
$\Delta CID \rightarrow \Delta LS$	3.964	0.138	Nedeni Değil

*%1, %5 ve %10 hata seviyelerinde nedensellik ilişkisi anlamlı bulunmuştur. ** %5 ve %10 hata seviyelerinde nedensellik ilişkisi anlamlı bulunmuştur.

Tablo.12'deki sonuçlara göre gelişmiş ülkelerde yatırımlar ve tasarruflar arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Aynı zamanda cari işlemler dengesi tasarrufların Granger nedeni olarak bulunmuştur.

VAR analizinde araştırılan dinamik ilişkilerin katsayı yorumları ile gerçekleşmemesi, parametrelerin anlamlılıklarını ve işaretlerinin önemini azaltmaktadır. Dinamik ilişkilerin incelenmesi ise geleneksel VAR analizinde etki – tepki analizi ve varyans ayrıştırması yoluyla yapılmaktadır. Panel VAR modelinde tahmin edilen rassal hataların birinde meydana gelen bir standart sapmalık şokun, içsel kabul edilen diğer değişkenlerin şimdiki ve gelecek dönemdeki değerlerini nasıl etkilediği araştırılmaktadır. Gelişmiş ülke ekonomilerinde yatırım, tasarruf ve cari işlemler dengesinde meydana gelen bir standart sapmalık şoklar karşısında diğer değişkenlerin birbirleri üzerindeki etkilerini gösteren grafikler Grafik.1 başlığı altında verilmiştir.

Grafik.1 Gelişmiş Ülkelere Ait Hesaplanmış Etki – Tepki Analiz Grafiği¹³⁷



Grafik.1¹³⁸e bakıldığında DCID:DCID cari işlemler dengesinde meydana gelen bir standart sapmalılık şokun kendisi üzerindeki etkisini göstermektedir. Grafikte görüldüğü üzere cari işlemler dengesinde meydana gelen bir şok kendisi üzerindeki etkisini ikinci döneme kadar kuvvetli ve negatif yönde hissettirmektedir. İkinci dönemden sonra artan bu ilişki üçüncü ve beşinci dönem arasında hafif dalgalanmakta ve altıncı dönemden sonra oldukça zayıflamaktadır. Tasarruflarda meydana gelen bir standart sapmalılık şokun (DCID:DLS) cari işlemler dengesi üzerinde birinci döneme kadar azaltıcı bir etkisi bulunmaktadır. İkinci dönemden üçüncü döneme kadar ki sürede meydana gelen şoklar cari işlemler dengesinde artan bir etki bırakmıştır. Üçüncü dönemden sonra azalarak sönmeye başlayan bu etki, etkisini altından sonra kaybetmiştir.. Cari işlemler dengesi üzerinde bir diğer etkiyi bırakan yatırımlarda meydana gelen şoklara bakıldığında (DCID:DLI) hafif dalgalı bir yapı görülecektir. Tasarrufların cari işlemler üzerindeki etkisine benzerlik gösteren yatırımlar, tasarruflardaki keskin hatları yitirmiştir. Şoklar cari işlemler üzerinde daha az etki

¹³⁷ D ile belirtilen ifadeler fark alma işlemcisi “Δ”yi temsil etmektedir. LI ve LS sırası ile LogI ve LogS değişkenlerini temsil etmektedir.

¹³⁸ Grafik.1’de taralı alan %95 güven sınırlarını ifade ederken düz çizgi ise etki-tepki tahminlerini göstermektedir.

yaratmış ve yine altıncı dönemden sonra ortadan kalkmıştır. Cari işlem dengesi sonuçlarına bir bütün olarak bakıldığında, yatırım ve tasarrufların cari işlemler dengesi üzerinde kısa dönemli şoklara sebebiyet verdiği ve ilerleyen periyotlarda bu şokların etkisinin hissedilemediği görülmektedir.

Cari işlemler dengesinde meydana gelen beklenmedik bir şok tasarruflarda üçüncü döneme kadar yoğun bir etki yaratmıştır. Üçüncü döneme kadarki beklenmedik şoklar dördüncü dönemden itibaren pozitif bir seyir izlemiş ve altıncı dönemde neredeyse yok olmuştur (DLS:DCID). Tasarrufların kendisi üzerindeki pozitif etkileri (DLS:DLS) dördüncü döneme kadar giderek azalmakta beşinci dönem itibari ile sönmemektedir. Tasarrufların, cari işlemler dengesi ile kendisi tarafından olumlu ve pozitif yönde bir tepki bulamaması, yatırımlar grafiğine olan olumlu yaklaşımı tetiklemektedir. Yatırımlar ile tasarruflar arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisi dikkate alınarak bakıldığında; (DLS:DLI) ve (DLS:DLI) grafiklerini birbirlerini tamamlamaktadır. Yatırımlarda meydana gelen bir birimlik bir şok karşısında tasarruflarda meydana gelen pozitif artış karşısında tasarruflarda meydana gelen bir birimlik şokla yatırımlar negatif yönde etkilemektedir. Her iki grafiğe ait şoklar beşinci döneme kadar sürmekte, beşinci dönemden sonra kaybolmaktadır.

Yatırımların ile cari işlemler dengesi arasındaki dinamik ilişkinin analizine bakıldığında (DLI:DCID) , cari işlemler dengesinde meydana gelen bir standart sapmalı beklenmedik değişim yatırımlar üzerinde birinci dönemden onuncu döneme kadar giderek artan oranlı bir etki bıraktığı gözlenmiştir. Cari işlemler dengesi ile yatırımlar arasındaki tek taraflı nedensellik ilişkisine bağlanabilecek olan bu durum cari işlemler dengesinde meydana gelen şokların on dönem boyunca yatırımlarda karşılık bulması ile sonuçlanmıştır. Yatırımlar ile tasarruflar arasındaki dinamik ilişkinin incelendiği (DLI:DLS) grafiği ile yatırımların kendisi üzerinde bıraktığı şokların grafiği (DLI:DLI) birbirine benzemektedir. (DLI:DLI) grafiğinde yatırım şokları beşinci döneme kadar artarak azalmaktadır. Beşinci dönemden dengeye gelen şoklar altıncı dönemde yok olmuştur. tasarruflar meydana gelen bir şok ilk iki dönemde yatırımlarda sert bir tepkiye neden olmuştur. Üçüncü dönem sonra sistem dengeye gelmeye çalışmış

ve dördüncü dönemden sonra tepkiler sistem kalkmıştır. Son olarak yatırımların kendisi üzerindeki tepkisi incelendiğinde denilebilir ki incelenilen etki-tepki grafikleri arasında en uzun süreli tepki grafiği DLI:DLI'de bulunmaktadır. Dördüncü döneme kadar kendisinin yarattığı şoklara kendisi tarafından hemen tepki bulmuştur. Varyans ayrıştırmasına geçmeden önce etki-tepki analizinde elde edilen bulgulara göre en dışsal değişkenin yatırımlar (LDI) olduğu söylenebilmektedir.

Etki-Tepki analizinden elde edilen bulgular sonrasında sistemde yer alan bir değişkenin “p” dönem ileri öngörü hata varyansının ne kadarının kendisinden ve ne kadarının sistemdeki diğer değişkenlerden kaynaklandığının araştırılması için varyans ayrıştırmasına yönelik bir analiz her bir değişken için ayrı ayrı incelenmiş ve Tablo.13’de gösterilmiştir. Beklenmedik şoklara verilen tepkiler sonrasında bu tepkilerin ne oranda yatırım, tasarruf ve cari işlemler dengesinden kaynaklandığı araştırılmaktadır.

Tablo.13 Gelişmiş Ülkelere Ait Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Tepki Değişkeni ΔLogI	Etki Değişkeni		
	ΔLogI	ΔLogS	ΔCID
Dönem			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	0.9096383	0.0811049	0.0092568
3	0.8844813	0.1039758	0.011543
4	0.8826004	0.1058948	0.0115048
5	0.8826580	0.1054638	0.0118782
6	0.8821988	0.1059466	0.0118546
7	0.8819214	0.1062104	0.0118682
8	0.881904	0.1062273	0.0118387
9	0.8819064	0.1062253	0.0118683
10	0.8819023	0.106297	0.011868

Tablo.13’de değişkenlerin her biri için varyans ayrıştırması yapılmış olup yatırımların diğer değişkenler üzerindeki etkisinin görülmesi amaçlanmıştır ¹³⁹. İlk dört dönemde yatırımların öngörü hata varyansının yaklaşık %88’i kendisi tarafından açıklanırken yaklaşık %10’u tasarruflardan ve yaklaşık %2’si cari işlemler dengesindeki şoklardan kaynaklanmaktadır. İlk dönemde kendi dinamiklerini %100 oranında açıklayan yatırımların en dışsal değişken olduğu bir kez söylenebilir. İlk altı dönem bu oran giderek azalmış olsa da kendisi yine de diğer değişkenler tarafından açıklanma oranı oldukça kısıtlı bulunmaktadır. Etki – Tepki analizi sonuçlarına bakıldığında (DLI:DLI) grafiğinde altıncı döneme kadar şoklara karşılık kendisi üzerindeki etkisinin azaldığı görülmektedir. Altıncı döneme kadar tasarruflar ve cari işlemler dengesi tarafından açıklanan yatırımların altıncı dönemden sonra diğer değişkenler tarafından açıklanma gücü değişmemektedir.

3.7. Gelişmekte Olan Ülke Ekonomilerine Ait Sonuçlar

Gelişmiş ülke ekonomileri ile yapılan panel birim kök testleri, panel eşbütünleme analizi ve panel VAR modelinin tahmin aşamaları gelişmekte olan ülkelerle benzerlik gösterecektir. Gelişmiş ülke ekonomileri grubuyla benzerlik taşıyan yöntemlerin üzerinde durulmayacaktır. Gerekli bilgiler bir önceki başlık altında incelenmiştir.

3.7.1. Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Gelişmiş ülkelere ait olan uygulamada olduğu gibi gelişmekte olan ülkelere uygulanacak panel birim kök seçiminin yapılabilmesi için yatay kesit bağımlılığın araştırılması gerekmektedir. Gelişmekte olan ülkeler için veri setimize baktığımızda yatay kesit gözlem boyutu $N=12$ iken zaman boyutunun $T=33$ olduğu görülmektedir. Bu nedenle $N < T$ ve $N > T$ durumlarında kullanılabilen ve her bir değişken için temel

¹³⁹ Diğer değişkenlere ait varyans ayrıştırması tabloları EK’te sunulmuştur.

hipotezinde yatay kesit bağımsızlığın araştırıldığı Pesaran (2004) CD testi ile yatay kesit bağımlılık araştırılmıştır. Pesaran (2004) CD sonuçlar Tablo.14’de görülmektedir.

Tablo.14 Gelişmekte Olan Ülkelere Ait Pesaran (2004) CD Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

Değişken	CD-test ist.	Olasılık Değeri
LogI	1.87	0.062*
LogS	4.48	0.000**
CID	13.95	0.000**

*%5 ve %10 hata payına göre anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. **%1,%5 ve %10 hata seviyelerinde anlamlı sonuçlar elde edilmiştir.

I, S ve CID değişkenlerinde yatay kesit bağımsızlığın araştırıldığı temel hipotez reddedilmiş ve I, S ve CID değişkenlerine ait birimler arasında korelasyon ilişkisi saptanmıştır. Pesaran (2004) sonuçlarına göre gelişmekte olan ülkelere ait verilerin durağanlığı II. Nesil panel birim kök testleri ile araştırılmalıdır.

Log I, LogS ve CID serilerinin durağanlığını araştırmak amacı ile II. Nesil Panel birim kök testlerinden Pesaran (2003) testi ile sınama yapılacaktır. Pesaran (2003) testi için en uzun gecikme uzunluğu altı olarak alınmış ve en düşük AIC değerine sahip gecikme uzunluğu üç olarak seçilmiştir. LogI, LogS ve CID değişkenlerine ait üç gecikme ile tahmin edilmiş sabitli ve trendli birim kök sonuçları Tablo.15’de görülmektedir.

Tablo.15 Gelişmekte Olan Ülkelere Ait Pesaran (2003) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		Olasılık Değeri I (0)	Olasılık Değeri I (1)	Sonuç
	Kesmeli	0.282	0.000*	I(1)

LogI	Trendli	0.022	0.000*	I(1)
LogS	Kesmeli	0.783	0.006*	I(1)
	Trendli	0.894	0.130	I(1)
CID	Kesmeli	0.005	0.000*	I(1)
	Trendli	0.061	0.000*	I(1)

*%1, %5 ve %10 hata seviyelerinde H_0 hipotezi reddedilmektedir.

Tablo.15'deki sonuçlara bakıldığında LogI, LogS ve CID değişkenlerinin sabitli ve sabitli trendli yapılarda düzeyde durağan olmadığı ve tüm anlamlılık seviyelerinde $H_0: \rho_i=0$ hipotezinin reddedildiği görülmüştür. Elde edilen bilgiler doğrultusunda değişkenlerin birinci farklarında birim kökün varlığı araştırılmış ve alınan birinci farklarda her üç seri için de anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. LogI, LogS ve CID değişkenleri I (1) olarak kaydedilmiştir. Panel birim kök sonuçları LogI, LogS ve CID serilerinin birinci farklarında durağan bir yapı sergilediklerini göstermektedir. Gelişmekte olan ülkelerde analize dahil edilen seriler aynı mertebeden durağan bulunmuştur. Aralarındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı panel eşbütünleme testleri yardımı ile belirlenecektir.

3.7.2. Panel Eşbütünleme Sonuçları

Analize dahil edilen her üç serinin aynı mertebeden durağan bulunmaları yatırım, tasarruf ve cari işlemler dengesi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının araştırılmasına olanak sağlamaktadır. Westerlund (2007) eşbütünleme testinden önce Breusch Pagan LM testi ile modelde yatay kesit bağımlılığın varlığı araştırılacaktır. Gelişmiş ülkeler sonuçlarında da ifade edildiği üzere Breusch Pagan LM testi $N < T$ durumu için kullanılan bir yatay kesit bağımlılık testidir.

Tablo.16 Gelişmekte Olan Ülkelere Ait Breusch Pagan (1980) Yatay Kesit Bağımlılık Sonuçları

	χ^2 istatistiği	Olasılık Değeri
Breusch Pagan – LM Testi	338.050	0.000*

*%1,%5 ve %10 hata seviyelerinde anlamlıdır

Tablo.16'daki sonuçlara bakıldığında %1, %5 ve %10 hata paylarında Breusch Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) CD testi ile benzer sonuçlanmış ve yatay kesit bağımlılığın olmadığı temel hipotezi reddedilmiştir. Böylece hata düzeltme modeli yardımı ile seriler arasındaki uzun dönemli ilişki bu çalışmada Westerlund (2007) ile test edilebilecektir.

Tablo.17 Gelişmekte olan Ülkelere Ait Westerlund (2007) Panel Eşbütünleme Testi Sonuçları

	z-test İstatistikleri	Olasılık Değerleri	Bootstrap Olasılık Değerleri	Sonuç
G_t – Grup Ortalamaları	2.312	0.990*	0.613*	Ho reddedilemez
G_a – Grup Ortalamaları	2.621	0.996*	0.577*	Ho reddedilemez
P_t – Panel İstatistikleri	2.555	0.995*	0.563*	Ho reddedilemez
P_a – Panel İstatistikleri	1.547	0.939*	0.190*	Ho reddedilemez

*%1,%5 ve %10 hata seviyelerinde H_0 hipotezi reddedilememektedir.

Yatay kesit bağımlılığın varlığında hesaplanan bootstrap olasılık değerleri ile yatay kesit bağımsızlık durumunda hesaplanan olasılık değerleri Tablo.17'de yer verilmiştir. Sonuçlara bakıldığında ise G_t , G_a , P_t , P_a istatistiklerinin tamamı %1, %5 ve %10 hata payı ile eşbütünlemenin olmadığı H_0 hipotezini güçlü olasılıklarla

reddedememektedir. Panelde yer alan Yatırım, Tasarruf ve Cari İşlemler Dengesi değişkenleri arasında uzun dönemde bir ilişkinin olmadığı sonucu elde edilmiştir.

3.7.3. Panel VAR Modelinin Tahmin Sonuçları

Birinci mertebeden durağan LogI, LogS ve CID değişkenlerinin sistemde meydana gelen şoklara karşılık uzun dönemde birlikte hareket edip etmediği diğer bir deyişle aralarında bir denge olup olmadığı araştırılmıştır. Westerlund (2007) eşbütünleme sonuçlarının ilgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiyi reddetmesi ile yatırım, tasarruf ve cari işlemler dengesi değişkenlerinin kısa dönem dinamikleri incelenecektir. Panel VAR modelinin tahmin sonuçları adım adım ilerlemekte ve tahmin sonuçları tablolarda gösterilmektedir.

Otoregresif bir yapı taşıyan Panel VAR modelinin tahmin edilmesi için gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Andrews ve Lu (2001) genelleştirilmiş momentler metodu yardımı ile $MMSC_{AIC}$, $MMSC_{BIC}$ ve $MMSC_{HQIC}$ model seçim kriterleri geliştirmiştir. Panel VAR modellerinde uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde bu kriterler kullanılmış ve sonuçları Tablo.18’de verilmiştir.

Tablo.18 Gelişmekte Olan Ülkelere Ait Panel VAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluğu Sonuçları

Gecikme Sayısı	MAIC	MBIC	MQIC
1	-26.72218	-128.8023*	-67.46692*
2	-26.73304*	-94.78642	-53.8962
3	-11.5794	-45.6061	-25.16099

Maksimum üç gecikmeye izin verilerek yapılan analiz sonuçları MBIC ve MQIC kriterleri için bir gecikmeyi, MAIC kriteri ise iki gecikmeyi uygun görmüştür. Panel VAR model tahmini MAIC bilgi kriteri dikkate alınarak tahmin edilecektir. İki gecikme uzunluğuna sahip Panel VAR modeli GMM yardımı ile tahmin edilmiştir. Sonuçlar Tablo.19'a aktarılmıştır.

Tablo.19 Gelişmekte Olan Ülkelere Ait Panel VAR Model Tahmin Sonuçları¹⁴⁰

	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık Değeri
ΔLogI				
$\Delta \text{LogI}(-1)$	0.1966514	0.1746971	0.13	0.260
$\Delta \text{LogI}(-2)$	-0.1355896	0.1432226	0.95	0.344
$\Delta \text{LogS}(-1)$	0.0921094	0.1221075	0.75	0.451
$\Delta \text{LogS}(-2)$	0.05281	0.2157085	0.25	0.806
$\Delta \text{CID}(-1)$	-0.0013674	0.0043663	0.31	0.754
$\Delta \text{CID}(-2)$	0.0005938	0.0041153	0.14	0.885
ΔLogS				
$\Delta \text{LogI}(-1)$	-0.0343	0.15257	0.22	0.822
$\Delta \text{LogI}(-2)$	0.0997224	0.1332591	0.75	0.454
$\Delta \text{LogS}(-1)$	0.0450407	0.1170664	0.38	0.700
$\Delta \text{LogS}(-2)$	-0.1222908	0.197172	0.62	0.535
$\Delta \text{CID}(-1)$	0.0003012	0.0039353	0.08	0.939
$\Delta \text{CID}(-2)$	0.00283	0.0041623	0.68	0.496
ΔCID				
$\Delta \text{LogI}(-1)$	-11.39332	0.977178	3.83	0.000
$\Delta \text{LogI}(-2)$	0.393369	0.686893	0.26	0.207
$\Delta \text{LogS}(-1)$	0.452773	0.533297	0.15	0.031
$\Delta \text{LogS}(-2)$	0.4130519	0.312039	0.12	0.901
$\Delta \text{CID}(-1)$	-0.2734757	0.0878853	3.11	0.002
$\Delta \text{CID}(-2)$	-0.1205469	0.0928715	1.30	0.194

* Δ fark işlemcisini temsil etmektedir.

¹⁴⁰ Geleneksel VAR modellerinde birçok çalışmada olduğu gibi Panel VAR modellerinde de katsayıların istatistiksel anlamlılıkları burada analize dahil edilmeyecektir. Panel VAR modelinin tahmin edilmesi bu çalışmada nedensellik analizi sonuçlarının elde edilebilmesi amacını taşımaktadır.

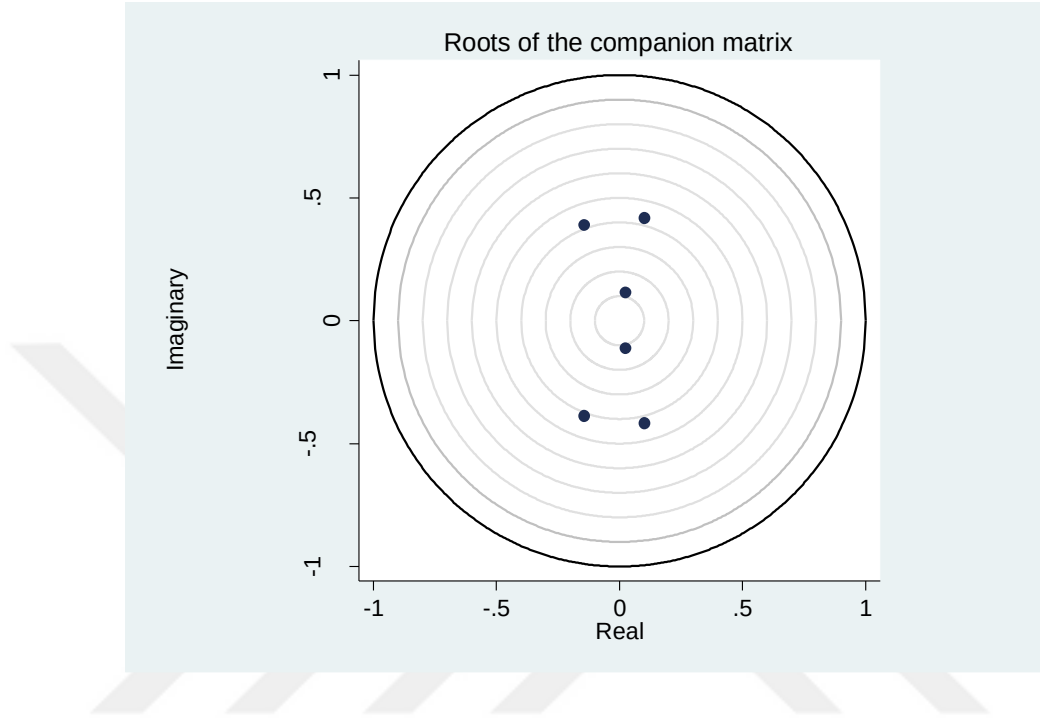
İki gecikme ile tahmin edilen Panel VAR modelinin kararlı bir yapı sergilemesi nedensellik ve etki – tepki analizleri ile varyans ayrıştırması sonuçlarının tutarlılığı açısından önem teşkil etmektedir. Kararlı bir VAR modeline ait karakteristik köklerin öz değerlerinin birden küçük olması gerekmektedir. Birden küçük bulunan bu kökler ise birim çember içerisinde yer alacak ve böylece kararlılık analizi olumlu sonuçlar verecektir. Buradan hareketle Tablo.20’de Panel VAR modeline ait bütün öz değerlerin birden küçük olduğu görülmektedir.

Tablo.20 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Panel VAR Modeli Kararlılık Analizi – Öz Değerler (Eigenvalues)

Öz Değerler		
Gerçek Değerler	Tahmini Değerler	Sabit Değerler
0.1017948	-0.417208	0.4294469
0.1017948	0.417208	0.4294469
-0.1423151	0.3884804	0.4137277
-0.1423151	-0.3884804	0.4137277
0.0246285	-0.1134264	0.1160694
0.0246285	0.1134264	0.1160694

Panel VAR modeline ait karakteristik köklerin tümüne ait öz değerler bir değerinin altında kalmakta ve tüm kökler Şekil.3’de olduğu gibi birim çember içerisinde yer almaktadır.

Şekil.3 Gelişme Olan Ükelere Ait Karakteristik Köklerin Birim Çember İçerisindeki Konumu



VAR analizinde araştırılan dinamik ilişkilerin katsayı yorumları ile gerçekleşmemesi, parametrelerin anlamlılıklarını ve işaretlerinin önemini azaltmakta olduğu ve bu nedenle dinamik ilişkilerin incelenmesi için geleneksel VAR analizinde etki – tepki analizi ve varyans ayrıştırması analizlerinin yapıldığından bahsetmiştik. Bu analizlerin değişkenler arasındaki ilişki ile desteklenebilmesi amacıyla gelişmekte olan panel veri setleri arasında Granger nedensellik ilişkisinin sınaması öngörülmüştür. Panel nedensellik analizine ait sonuçlar Tablo.21’de verilmiştir.

Tablo.21 Gelişmekte Olan Ükelere Ait Panel Nedensellik Analizi Sonuçları

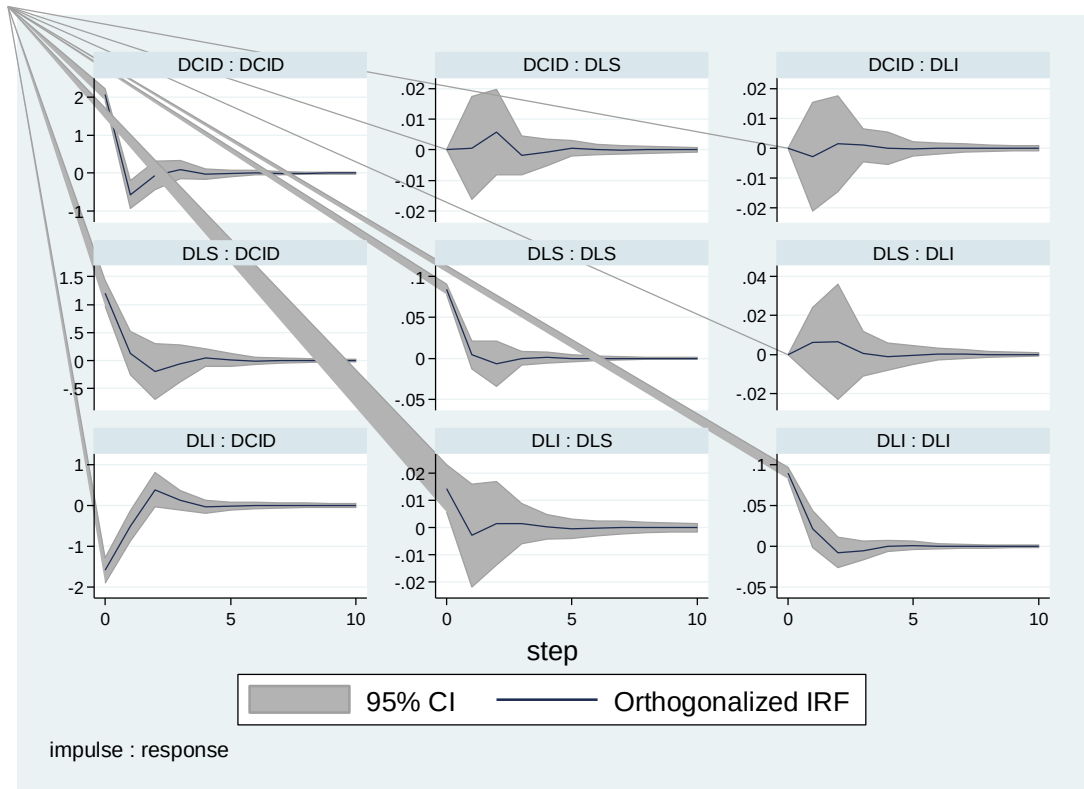
Değişkenler	χ^2 değeri	Olasılık Değeri	Karar
$\Delta LI \rightarrow \Delta LS$	0.574	0.751	Nedeni Değil

$\Delta LS \rightarrow \Delta LI$	0.621	0.733	Nedeni Değil
$\Delta LI \rightarrow \Delta CID$	0.185	0.912	Nedeni Değil
$\Delta CID \rightarrow \Delta LI$	16.767	0.000**	Nedeni
$\Delta LS \rightarrow \Delta CID$	0.600	0.741	Nedeni Değil
$\Delta CID \rightarrow \Delta LS$	4.633	0.099**	Nedeni

*%1, %5 ve %10 hata seviyelerinde nedensellik ilişkisi anlamlı bulunmuştur. ** Sadece %10 hata seviyesinde nedensellik ilişkisi anlamlı bulunmuştur.

Panel nedensellik analizi sonuçlarına göre sadece iki nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Yatırımlar ve cari işlemler dengesi ile tasarruflar ve cari işlemler dengesi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Test istatistiklerinin temel hipotezi reddetmesi ile yatırımlarla beraber tasarrufların cari işlemler dengesinin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Gelişmekte olan ülke ekonomilerinde sırası ile yatırım, tasarruf ve cari işlemler dengesinde meydana gelen bir standart sapmalılık şok karşısında diğer değişkenlerin birbirleri üzerindeki etkilerini gösteren grafikler Grafik.2 başlığı altında verilmiştir.

Grafik.2 Gelmekte Olan Ülkeler Ait Etki-Tepki Analizi Sonuçları



Grafik.1'e bakıldığında (DCID:DCID) cari işlemler dengesinde meydana gelen bir standart sapmalık şokun kendisini ne oranda karşıladığı görülmektedir. Grafikten de görüldüğü üzere cari işlemler dengesinde meydana gelen bir şok kendisi üzerindeki etkisini ikinci döneme kadar çok kuvvetli bir şekilde negatif yönde hissettirmektedir. İkinci ile dördüncü dönem arasında bu şokun etkisi giderek azalmakta ve beşinci dönemden sonra etki oldukça zayıflamaktadır. (DCID:DLS) grafiğine bakıldığında cari işlemler dengesinin tasarruflarda meydana gelen şoklara artarak karşılık verdiği ve bu artışın üçüncü dönemden sonra azalıp dalgalandığı beşinci dönemden sonra ise dengeye kavuştuğu görülmektedir. Yatırımlarda meydana gelen beklenmedik bir şok karşısında ise cari işlemler dengesinin (DCID:DLI) neredeyse tepki göstermediği görülmektedir.

Yatırımlar ile cari işlemler dengesinin etki – tepki grafiğinde (DLS:DCID) kısa süreli şoklarla karşılaşmıştır. İkinci dönemden beşinci döneme doğru aktarılan şoklar tasarruflar üzerinde düşük etkiler bırakmıştır. Yatırımların ile cari işlemler dengesi arasındaki dinamik ilişkinin analizine bakıldığında (DLI:DCID) , cari işlemler dengesinde meydana gelen bir standart sapmalık beklenmedik değişim yatırımlar üzerinde birinci ile üçüncü dönem arasında pozitif bir etki bırakmış ancak ikinci dönemden sonra meydana gelen çok ufak bir dalgalanmadan sonra bu tepkiler giderek azalmış ve beşinci dönemden sonra kaybolmuştur. Bu nedenle orataya çıkan etkinin çok istikrarlı olduğu söylenememektedir. Yatırımlar ile tasarruflar arasındaki dinamik ilişkinin incelendiği bir diğer grafikte (DLI:DLS), tasarruflar meydana gelen bir şok dönemde yatırımlarda bir kısa süreli bir negatif şoka neden olmuştur. Üçüncü dönem sonra sistem dengeye gelmeye çalışmış ve dördüncü dönemden sonra tepkiler sistem kalkmıştır. Son olarak yatırımların kendisi üzerindeki tepkisi incelendiğinde denilebilir ki üçüncü döneme kadar kendisinin yarattığı şoklara kendisi tarafından hemen tepki bulmuştur. (DLI:DLI) grafiği bağımlı değişken kabul edilen yatırımların kendisinde meydana gelen bir birim şoka karşılık nasıl tepki verdiğini ölçmekle beraber aynı zamanda modelde yer almaması sebebi ile kendisi tarafından açıklanamayan etkileri de temsil ettiği söylenebilmektedir.

Etki tepki analizi sonrası elde edilen bilgiler desteklemek amacı ile varyans ayrıştırması analizine geçilmiştir. Bir değişkende meydana gelen değişmelerin hangi değişkenler tarafından daha çok açıklandığına ilişkin sonuçlar varyans ayrıştırması ile elde edilebilmektedir. Tablo.22 (a)'ya bakıldığında yatırımlarda meydana gelen değişmelerin diğer değişkenler tarafından açıklanmakta yetersiz kaldığı görülmektedir.

Tablo.22 (a) Gelişmekte Olan Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Tepki Değişkeni ΔLogI	Etki Değişkeni		
	ΔLogI	ΔLogS	ΔCID
Dönem			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	0.9945895	0.0044606	0.0009499
3	0.9892956	0.0095013	0.0012031
4	0.9891976	0.009482	0.0013143
5	0.9890214	0.0096646	0.0013141
6	0.9890055	0.0096753	0.0013191
7	0.9890021	0.0096785	0.0013194
8	0.989001	0.0096794	0.0013195
9	0.989001	0.0096794	0.0013196
10	0.989001	0.0096795	0.0013196

Tablo.22 (b)'ye bakıldığında iki dönemde tasarrufların öngörü hata varyasının yaklaşık %97'si kendisi tarafından açıklanırken yaklaşık %3'ü yatırımlardan ve yaklaşık %1'i cari işlemler dengesindeki şoklardan kaynaklanmaktadır. İlk altı dönem bu oran giderek artmış olsa da kendisi yine de diğer değişkenler tarafından açıklanma oranı oldukça kısıtlı bulunmaktadır. Etki – Tepki analizi sonuçlarına bakıldığında ise tabloyu destekleyici sonuçlar elde edilmiştir. (DLI:DLI) grafiğinde altıncı döneme kadar şoklara karşılık kendisi üzerindeki etkisinin azaldığı görülmektedir.

Tablo.22 (b) Gelişmekte Olan Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Tepki Değişkeni ΔLogS	Etki Değişkeni		
	ΔLogI	ΔLogS	ΔCID
Dönem			
0	0	0	0
1	0.02853	0.9714701	0.0000527
2	0.025584	0.9703886	0.0045877
3	0.0295712	0.9658411	0.0050036
4	0.0298451	0.9651513	0.0050915
5	0.0298598	0.9650487	0.005128
6	0.0298751	0.9649969	0.0051293
7	0.0298794	0.9649923	0.0051293
8	0.02988	0.9649907	0.0051293
9	0.0298802	0.9649905	0.0051293
10	0.298802	0.9649905	0.0051293

Tablo.22 (c) ise cari işlemler dengesine ait varyans ayrıştırması sonuçlarıdır. Yapılan panel nedensellik analizi sonucu yatırımlar ile tasarrufların cari işlemler dengesinin Granger nedeni olduğu ve sırası ile yatırımlar ve cari işlemler dengesi ve tasarruflar ile cari işlemler dengesi arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu bulunmuştu. Elde edilen sonuçlar nedensellik bulgularını destekleyici niteliktedir. Cari işlemler açığı gelişmekte olan ülkelerde ilk dönemde yatırımlar tarafından %30 oranında açıklanırken tasarruflar ise yaklaşık %18 oranında açıklamaktadır. Ancak cari işlemler dengesinin yatırımlar ile tasarruflar üzerinde kayda değer bir ilişkisinin olmadığı hem nedensellik analizi sonuçlarında hem de etki – tepki ve akabinde varyans ayrıştırması sonuçlarında görülmüştür.

Tablo.22 (c) Gelişmekte Olan Ülkeler Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Tepki Değişkeni ΔLogS	Etki Değişkeni		
	ΔLogI	ΔLogS	ΔCID
Dönem			
0	0	0	0
1	0.3064974	0.1757649	0.5177378
2	0.3144633	0.166026	0.5195077
3	0.3240979	0.1667326	0.5091695
4	0.3248317	0.1665675	0.5086008
5	0.3248066	0.1667742	0.5084193
6	0.3248389	0.1667784	0.5083824
7	0.3248322	0.1667859	0.5083819
8	0.3428329	0.166786	0.5083811
9	0.324833	0.1667861	0.5093809
10	0.3248329	0.1667861	0.5093809

Değişkenlerin birbirleri ile arasındaki ilişki özetleyecek olduğumuzda, genellikle değişkenlerde meydana gelen bir etki çok kısa bir süre için diğer değişkenleri etkilemekte ve üzerlerinde bir değişme yaratmaktadır.

SONUÇ

Finansal piyasaların küreselleşmesi ile ülkelerin uluslararası sermaye hareketlilikleri gittikçe farklı bir boyut kazanmaktadır. Sermaye hareketlerine getirilen kısıtlamaların kaldırılması ile uluslararası pazarlarda daha düşük risklerle karşılaşan yatırımcılar, dünyanın tüm finansal piyasalarında diledikleri yatırımı gerçekleştirebilmesini mümkün kılmaktadır. Ülkelerin ekonomilerini dış ticarete açmaları ile ivme kazanan sermaye hareketliliği bugün ülkelerin finansal sermaye araçlarının planlanmasını da etkilemektedir. Tam uluslararası sermaye hareketliliği durumunda bugün yatırım yapacak olanlar, en yüksek getiriye sağlayacak yatırım olanaklarını tercih edecektir. Uluslararası piyasalarda hareket eden sermaye akımları ülkeler arasında sermayenin marjinal verimliliğini eşitlemek üzere hareket etmektedir. Böylece yatırımlar ile tasarruflar arasında bir ilişkinin olmaması ve sermayenin tam hareketli olması beklenir. Bu durumda nasıl ki yatırımcılar, sermaye tam hareketli iken oluşabilecek yatırım fırsatları için yurtiçi tasarruf fonlarına gerek duymayacaksa tasarruf sahipleri de yurtiçi yatırımlara bağlı kalmayacak ve uluslararası piyasalara fonlarını ödünç verebilecektir. Feldstein – Horioka'nın bu bağlamda yapmış olduğu çalışmanın istatistiksel sonuçları aksini iddia etmektedir. İstatistiksel analize göre yurtiçi tasarrufların yurtiçi yatırımlar üzerindeki güçlü olduğu savunulan etkisinin piyasa aksaklıklarından, döviz kuru başta olmak üzere uluslararası risklerden ve sermaye hareketleri kısıtlamalarından kaynaklandığı düşünülmektedir.

Ödemeler dengesi hesap kaleminde yer alan cari işlemler dengesi kavramsal olarak, karşılıksız sermaye transferlerinin olmaması durumunda dış tasarruflara eşit olmaktadır. Cari işlemler dengesi kullanılarak, ülkeler arasındaki tasarruf – yatırım ilişkinin açıklanması analizin genişletebileceği düşüncesi ile cari işlemler dengesinin uluslararası sermaye hareketleri üzerindeki etkileri de Feldstein – Horioka hipotezinde incelenilen değişkenler arasındadır. Cari işlemler dengesi ile tasarruflar arasındaki ilişkinin varlığı, tasarrufların ithal ve ihraç mallar, diğer mal ve hizmetler ile olan ilişkisi, sermaye geliri, özel karşılıksız transferler ve kamu transferlerinden kaynaklanabileceği Feldstein – Horioka tarafından belirtilmiştir. Ancak yine Feldstein –

Horioka tarafından elde edilen istatistiki bulgular cari işlemler dengesi ve bileşenleri ile tasarruflar arasında anlamlı bir sonuç olmadığı yönündedir.

Ancak Feldstein – Horioka hipotezine karşılık panel veriler ile yapılan kimi çalışmalarda farklı veri setlerinin kullanımı ile Feldstein – Horioka bulgularını reddedildiği, konu ile yapılan çalışmalara bakıldığında görülmektedir. Yukarıda ifade edilenler ışığında gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde Feldstein – Horioka hipotezinin, yatırım tasarruf ve cari işlemler dengesinin kısa dönem dinamiklerinin analizinin panel veri setleri ve yöntemleri ile yapılan analiz sonuçlarının farklılık yaratabileceği düşünülmektedir.

Açık ülke ekonomilerinde sermaye hareketliliği varsayımından hareketle, dışa açıklık endeksinden yararlanarak gelişmiş ve gelişmekte olan iki ülke grubu oluşturulmuş ve 1981-2013 dönemleri arasında yıllık veriler ile analiz edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenler, daha öncede söylendiği üzere yurtiçi yatırımlar, yurtiçi tasarruflar ve cari işlemler dengesidir. Çalışmada öncelikle gelişmiş ülke ekonomileri veri setlerinin tümü için durağanlık araştırılmıştır. Panel birim kök testleri arasında seçim yapabilmek amacıyla öncelikle panel verilerde sıklıkla karşılaşılan yatay kesit bağımlılık Pesaran CD testi ile tahmin edilmiştir. Daha sonra ilgili değişkenlere I. Nesil Panel birim kök testlerinden LLC, IPS, Harris ve Tzavalis, Breitung, Fisher ADF ve Hadri birim kök testleri uygulanmıştır. II. Nesil Panel birim kök testlerinden ise Pesaran panel birim kök testi uygulanmış ve durağanlık mertebeleri belirlenmiştir. Değişkenler arasında uzun dönem dengesi Westerlund eşbütünleme testi ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre yurtiçi yatırımlar, yurtiçi tasarruflar ve cari işlemler dengesi arasında eşbütünleme ilişkisi bulunmamaktadır. Uzun dönemde dengede bulunmayan değişkenlerin kısa dönem dinamikleri Panel VAR analizi ile araştırılmıştır. Uygun gecikme uzunluğu ve kararlılık analizleri sonrasında kurulan Panel VAR modelinde Panel Nedensellik ilişkisi araştırılmış ve yurtiçi yatırımlar ile yurtiçi tasarruflar arasında çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisine rastlanıldığı gibi aynı zamanda cari işlemler dengesine doğru tek taraflı bir Granger nedensellik ilişkisi de bulunmuştur. Kısa dönem dinamiklerinde kısacası değişkenlere ait şoklarda meydana gelen değişimlerin

tanımlanabilmesi amacıyla etki – tepki ve varyans analizi yapılmıştır. Sonuçlara göre tasarruflar üzerinde cari işlemler dengesinin yok denecek kadar küçük bir etkisi bulunmaktadır.

Gelişmekte olan ülke veri seti ile Gelişmekte olan ülkelere ait veri setinin benzer özellik göstermesi nedeni ile birim kök testi dışında analize ait tüm aşamalar benzerlik göstermektedir. Gelişmekte olan ülke değişkenlerinin tümünde yatay kesit bağımlılık testinin anlamlı sonuçlar vermesi ile sadece II. Nesil Panel Birim kök testlerinden Pesaran testi ile durağanlık araştırılmıştır. Westerlund eşbütünleme testi sonuçlarına göre gelişmekte olan ülkelerde de uzun dönem ilişkisine rastlanılmadığından kısa dönem dinamikleri Panel VAR modelleri yardımı ile incelenmiştir. Sonuçlar cari işlemler dengesinin tasarruflar üzerinde yok denecek kadar küçük bir etkisi bulunduğu yönündedir.

Her iki ülke grubuna ait tasarrufların kısa dönemde yatırımlar tarafından öngörü hata varyansı ile açıklanma gücünün düşük olduğu görülmektedir. Eşbütünleme ilişkisine rastlanılmaması bu ilişkiyi destekler niteliktedir. Yatırımlar, tasarrufların uzun dönemde oluşması beklenen getirileridir. Bu sebeple kısa dönemde etkisini hissettirmesi iktisadi açıdan anlamlı bir durum ifade etmemektedir. Yatırımcılar, finansal piyasalardaki kısa dönemli yatırımları sermaye hareketliliğini riske atan durumlardan biri olarak görmekte ve sermaye hareketlerinin finansal küreselleşme üzerindeki en büyük riski olarak tanımlamaktadır. Elde edilen bilgilerden hareketle gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde Feldstein – Horioka hipotezi reddedilmiş ve iki ülke grubu için tam sermaye hareketliliği öngörülmüştür. Yurtiçi yatırımlar ve cari işlemler dengesinde meydana gelen değişmelerin, yurtiçi tasarruflar üzerinde kalıcı şoklar bırakmadığı, şokların etkisini kısa dönemde yitirdiği görülmüştür. Her iki ülke grubunda da yurtiçi tasarrufların, yurtiçi yatırım ve cari işlemler dengesinden (cari işlemler dengesini oluşturan bileşenlerden) bağımsız hareket ettiği saptanmıştır. Cari işlemler dengesinin, yurtiçi tasarrufları açıklamada yetersiz kalması ve kısa dönemli şoklarının kalıcı etkiler oluşturmaması, cari işlemler dengesi ile dengeyi oluşturan bileşenlerin yurtiçi tasarrufları etkilemediği bulunmuştur. Sonuç olarak, gelişmiş ve

gelişmekte olan dışa açık ülke ekonomilerinin artan tasarruflarını ülke içerisinde değerlendirmek yerine dünya havuzunda değerlendirerek yeni yatırım fırsatları oluşturduğu söylenebilir. Tam sermaye hareketliliğine yol açan bu durum, Feldstein – Horioka’ya ait sonuçlar ile çelişki yaratmakta ve sundukları hipotezi reddetmektedir.



EKLER

EK 1. Analize Konu Olan Ülkeler

Gelişmiş Ülkeler	Gelişmekte Olan Ülkeler
Avustralya	Hong Kong
Avusturya	Singapur
İsviçre	Şili
Yeni Zelanda	Kolombiya
Kanada	Meksika
İrlanda	Tayland
İngiltere	Brezilya
İsveç	Hindistan
Japonya	Mısır
İspanya	Çin
Fransa	Arjantin
İtalya	Malezya
Yunanistan	-

EK 2: Gelişmiş Ülkeler Pesaran (2004) CD Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Variables series tested: LogI LogS CID
Group variable: id
Number of groups: 13
Average # of observations: 35.75
Panel is: unbalanced

Variable	CD-test	p-value	corr	abs(corr)
LogI	12.73	0.000	0.251	0.351
LogS	4.74	0.000	0.093	0.405
CID	1.79	0.074	0.035	0.315

Notes: Under the null hypothesis of cross-section
independence $CD \sim N(0,1)$

EK 3: Gelişmiş Ülkeler Westerlund Eşbütünleme Sonuçları

Bootstrapping critical values under H0.....
 Calculating Westerlund ECM panel cointegration tests.....

Results for H0: no cointegration
 With 13 series and 2 covariates

Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	-2.179	1.497	0.933	0.690
Ga	-8.031	2.755	0.997	0.657
Pt	-6.960	1.428	0.923	0.580
Pa	-8.483	1.069	0.858	0.330

EK 4: Gelişmiş Ülkeler PVAR Modeli Uygun Gecikme Uzunluğu Sonuçları

Selection order criteria
 Sample: 1986 - 2012

No. of obs = 351
 No. of panels = 13
 Ave. no. of T = 27.000

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.3925261	45.16319	.0156277	-113.078	-8.836807	-50.32413
2	.5665657	21.64775	.2480001	-83.8464	-14.35225	-42.01047
3	.4078765	20.33091	.0159765	-32.41616	2.330914	-11.49819

EK 5: Gelişmiş Ülkelere Ait PVAR Modeli Tahmin Sonuçları

Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = .0617

Initial weight matrix: Identity

GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 351

No. of panels = 13

Ave. no. of T = 27.000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
DLogI	DLogI						
	L1.	.1765203	.1350347	1.31	0.191	-.0881428	.4411835
	L2.	-.0155532	.1018852	-0.15	0.879	-.2152445	.184138
	DLogS						
	L1.	.3607797	.1243086	2.90	0.004	.1171393	.6044201
	L2.	.0426419	.0824639	0.52	0.605	-.1189843	.2042681
	DCID						
	L1.	-.0040915	.0037002	-1.11	0.269	-.0113438	.0031608
	L2.	.0030974	.0026083	1.19	0.235	-.0020147	.0082095
	DLogS						
DLogS	DLogI						
	L1.	.0679014	.0822187	0.83	0.409	-.0932443	.229047
	L2.	-.3121023	.0785753	-3.97	0.000	-.4661071	-.1580975
	DLogS						
	L1.	.1862996	.0804536	2.32	0.021	.0286134	.3439857
	L2.	.0270749	.0606677	0.45	0.655	-.0918317	.1459814
	DCID						
	L1.	-.0011744	.0023747	-0.49	0.621	-.0058288	.00348
	L2.	-.0033121	.0020303	-1.63	0.103	-.0072914	.0006671
	DCID						
DCID	DLogI						
	L1.	-6.337127	4.067014	-1.56	0.119	-14.30833	1.634073
	L2.	-7.711906	3.592461	-2.15	0.032	-14.753	-.6708122
	DLogS						
	L1.	.0764286	3.140383	0.02	0.981	-6.07861	6.231467
	L2.	4.330586	2.275254	1.90	0.057	-.1288292	8.790002
	DCID						
	L1.	-.0752164	.1331288	-0.56	0.572	-.3361441	.1857113
	L2.	-.3377075	.1078962	-3.13	0.002	-.5491801	-.126235
	DLogI						

EK 6: Gelişmiş Ülkelere Ait PVAR Modeli Kararlılık Analizi – Öz Değerler Tablosu

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue		Modulus
Real	Imaginary	
.3891409	-.4003771	.5583301
.3891409	.4003771	.5583301
-.0278324	-.4776651	.4784753
-.0278324	.4776651	.4784753
-.2175068	-.2261329	.3137599
-.2175068	.2261329	.3137599

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
pVAR satisfies stability condition.

EK 7: Gelişmiş Ülkelere Ait Nedensellik Sonuçları

panel VAR-Granger causality Wald test

Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable

Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

Equation \ Excluded		chi2	df	Prob > chi2
DLogI	DLogS	9.030	2	0.011
	DCID	4.175	2	0.124
	ALL	13.730	4	0.008
DLogS	DLogI	16.536	2	0.000
	DCID	2.701	2	0.259
	ALL	16.618	4	0.002
DCID	DLogI	12.040	2	0.002
	DLogS	3.964	2	0.138
	ALL	14.706	4	0.005

EK 8: Gelişmiş Ülkelere Ait Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable		
	DLogI	DLogS	DCID
DLogI			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	.9096383	.0811049	.0092568
3	.8844813	.1039758	.011543
4	.8826004	.1058948	.0115048
5	.882658	.1054638	.0118782
6	.8821988	.1059466	.0118546
7	.8819214	.1062104	.0118682
8	.881904	.1062273	.0118687
9	.8819064	.1062253	.0118683
10	.8819023	.1062297	.011868
DLogS			
0	0	0	0
1	.2543867	.7456133	0
2	.2674884	.7317951	.0007164
3	.2841549	.7082164	.0076287
4	.2913433	.7002989	.0083578
5	.2924256	.6991878	.0083867
6	.2923307	.699253	.0084163
7	.2924801	.6991045	.0084153
8	.2925535	.6990284	.008418
9	.29256	.6990223	.0084177
10	.2925587	.6990232	.008418
DCID			
0	0	0	0
1	.111642	.0728977	.8154603
2	.140964	.0704059	.7886301
3	.1460632	.0646329	.7893039
4	.1458548	.0712751	.7828701
5	.1452351	.0724545	.7823104
6	.1455558	.0725022	.781942
7	.1458098	.0725936	.7815965
8	.1458229	.0726109	.7815661
9	.1458246	.0726128	.7815626
10	.1458285	.0726123	.7815592

FEVD standard errors and confidence intervals based on 200 Monte Carlo simulations are saved in file

EK 9: Gelişmekte Olan Ülkeler Pesaran (2004) CD Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Variables series tested: LogI LogS CID
 Group variable: id
 Number of groups: 12
 Average # of observations: 36.00
 Panel is: balanced

Variable	CD-test	p-value	corr	abs(corr)
LogI	1.87	0.062	0.040	0.354
LogS	4.48	0.000	0.096	0.352
CID	13.95	0.000	0.299	0.321

Notes: Under the null hypothesis of cross-section
 independence $CD \sim N(0,1)$

EK 10: Gelişmekte Olan Ülkeler Westerlund Eşbütünleme Test Sonuçları

Bootstrapping critical values under H0.....
 Calculating Westerlund ECM panel cointegration tests.....

Results for H0: no cointegration
 With 12 series and 2 covariates

Statistic	Value	Z-value	P-value	Robust P-value
Gt	-1.967	2.312	0.990	0.613
Ga	-8.087	2.621	0.996	0.577
Pt	-5.619	2.555	0.995	0.563
Pa	-7.470	1.547	0.939	0.190

EK 11: Gelişmekte Olan Ülkeler PVAR Modeli Gecikme Uzunluğu Sonuçları

Selection order criteria
 Sample: 1986 - 2012

No. of obs = 324
 No. of panels = 12
 Ave. no. of T = 27.000

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.1555323	27.27782	.4488849	-128.8023	-26.72218	-67.46692
2	.2829823	9.266961	.9532339	-94.78642	-26.73304	-53.8962
3	.2423716	6.420595	.6971962	-45.6061	-11.5794	-25.16099

EK 12: Gelişmekte Olan Ülkeler PVAR Modeli Tahmin Sonuçları

Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = .0286

Initial weight matrix: Identity

GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 324

No. of panels = 12

Ave. no. of T = 27.000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
DLogI	DLogI						
	L1.	.1966514	.1746971	1.13	0.260	-.1457487	.5390515
	L2.	-.1355896	.1432226	-0.95	0.344	-.4163009	.1451216
	DLogS						
	L1.	.0921094	.1221075	0.75	0.451	-.1472168	.3314357
	L2.	.052891	.2157085	0.25	0.806	-.3698899	.475672
	DCID						
	L1.	-.0013674	.0043663	-0.31	0.754	-.0099252	.0071905
	L2.	.0005938	.0041153	0.14	0.885	-.0074719	.0086596
DLogS	DLogI						
	L1.	-.0343176	.15257	-0.22	0.822	-.3333493	.2647141
	L2.	.0997224	.1332591	0.75	0.454	-.1614606	.3609054
	DLogS						
	L1.	.0450407	.1170664	0.38	0.700	-.1844052	.2744866
	L2.	-.1222908	.1971172	-0.62	0.535	-.5087408	.2641592
	DCID						
	L1.	.0003012	.0039353	0.08	0.939	-.0074119	.0080142
	L2.	.0028318	.0041623	0.68	0.496	-.0053263	.0109898
DCID	DLogI						
	L1.	-11.39332	2.977178	-3.83	0.000	-17.22848	-5.558158
	L2.	3.393369	2.686893	1.26	0.207	-1.872844	8.659581
	DLogS						
	L1.	5.452773	2.533279	2.15	0.031	.4876377	10.41791
	L2.	.4130519	3.312039	0.12	0.901	-6.078425	6.904529
	DCID						
	L1.	-.2734757	.0878853	-3.11	0.002	-.4457277	-.1012238
	L2.	-.1205469	.0928715	-1.30	0.194	-.3025717	.0614778

EK 13: Gelişmekte Olan Ülkelere Ait PVAR Modeli Kararlılık Analizi – Öz Değerler Tablosu

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue		Modulus
Real	Imaginary	
.1017948	-.417208	.4294469
.1017948	.417208	.4294469
-.1423151	-.3884804	.4137277
-.1423151	.3884804	.4137277
.0246285	-.1134264	.1160694
.0246285	.1134264	.1160694

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
pVAR satisfies stability condition.

EK 14: Gelişmiş Ülkelere Ait Nedensellik Sonuçları

panel VAR-Granger causality Wald test
Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

Equation \ Excluded		chi2	df	Prob > chi2
DLogI	DLogS	0.574	2	0.751
	DCID	0.185	2	0.912
	ALL	0.748	4	0.945
DLogS	DLogI	0.621	2	0.733
	DCID	0.600	2	0.741
	ALL	0.782	4	0.941
DCID	DLogI	16.767	2	0.000
	DLogS	4.633	2	0.099
	ALL	17.172	4	0.002

EK 15: Gelişmiş Ülkelere Ait Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable		
	DLogI	DLogS	DCID
DLogI			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	.9945895	.0044606	.0009499
3	.9892956	.0095013	.0012031
4	.9891976	.0094882	.0013143
5	.9890214	.0096646	.0013141
6	.9890055	.0096753	.0013191
7	.9890021	.0096785	.0013194
8	.989001	.0096794	.0013195
9	.989001	.0096794	.0013196
10	.989001	.0096795	.0013196

DLogS			
0	0	0	0
1	.02853	.9714701	0
2	.0295587	.9703886	.0000527
3	.0295712	.9658411	.0045877
4	.0298451	.9651513	.0050036
5	.0298598	.9650487	.0050915
6	.0298751	.9649969	.005128
7	.0298794	.9649923	.0051282
8	.02988	.9649907	.0051293
9	.0298802	.9649905	.0051293
10	.0298802	.9649905	.0051293
DCID			
0	0	0	0
1	.3064974	.1757649	.5177378
2	.3144663	.166026	.5195077
3	.3240979	.1667326	.5091695
4	.3248317	.1665675	.5086008
5	.3248066	.1667742	.5084193
6	.3248389	.1667787	.5083824
7	.3248322	.1667859	.5083819
8	.3248329	.166786	.5083811
9	.324833	.1667861	.5083809
10	.3248329	.1667861	.5083809

FEVD standard errors and confidence intervals based on 200 Monte Carlo simulations are saved in file

KAYNAKÇA

- Ağayev, Seymur. “Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Geçiş Ekonomileri Örneğinde Panel Eşbütünleme ve Panel Nedensellik Analizleri”, **Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**. 2010, ss.159-184.
- Amirkhalkhali, Saleh, Atul Dar ve Samad Amirkhalkali. “Saving-Investment Correlations, Capital Mobility and Crowding Out: Some Further Results”. **Economic Modelling**. Vol.20, 2003, s.1137-1149.
- Anderson, Richard, Hailong Qian and Robert Rasche. “Analysis of Panel Vector Error Correction Models Using Maximum Likelihood, the Bootstrap and Canonical-Correlation Estimators”. **Research Division Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series**, 2006.
- Badi H. Baltagi, **Econometrics Analysis of Panel Data**. United Kingdom: John Wiley & Sons Ltd, 2008.
- Bai, Jushan. and Serena Ng. “A New Look at Panel Testing of Stationarity and the PPP Hypothesis” Andrews, Donald K.W., James J. Stock (Ed.). **Identification and Inference for Econometrics Models** içinde United Kingdom: Cambridge University Press, 2010, ss.426-450.
- Bai, Jushan and Serena Ng. “A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration”. **Econometrica**. Vol.72, 2004, ss.1127-1177.
- Balestra, Pietro and Marc Nerlove. “Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas”. **Econometrica**. Vol.34, 1966,ss.585-612.
- Banerjee, Anindya, Juan J. Dolado and Ricardo Meste. “Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single – Equation Framework”. **Journal of Time Series Analysis**. Vol.19, ss. 267-283.
- Barışık, Salih. ve Ferdi Keskinoglu. “Türkiye’de Bütçe Açıklarının Temel Makroekonomik Değişkenler Üzerine Etkisi (1987-2003 VAR, Etki – Tepki Analizi, Varyans Ayırıştırması). **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, No.16-4, ss.59-82.
- Breitung, Jörg. “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data”. **Quantification and Simulation of Economic Processes**. Vol.69, 1999.

- Breitung, Jörg. and Wolfgang Meyer. "Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated ?". **Applied Economics**, Vol.26, 1994, ss.353-361.
- Breusch T.S. and A.R. Pagan. " The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics". **Oxford Journals**. Vol.47, 1980, ss.239-253.
- Cadoret, Isabelle. " The Saving Investment Relation: A Panel Data Approach". **Applied Economics Letters**. Vol.8, 2001, ss.517-520.
- Campbell, John Y. And Pierre Perron. "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots". **NBER Technical Working Paper**. No. 100, 1991, ss.1-69.
- Chang, Yoosoon. "Bootstrap Unit Root Tests in Panel with Cross-Sectional Dependency". **Journal of Econometrics**, Vol.120, 2002, ss.263-293.
- Chang, Yoosoon. and Wonho Song. "Panel Unit Root Tests in the Presence of Cross-Sectional Dependency and Heterogeneity". <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.1359&rep=rep1&type=pdf> (4 Mart 2016). 2002.
- Chang Yoosoon. "Nonlinear IV Panel Unit Root Tests". https://eml.berkeley.edu/~mcfadden/e242_f03/yoosoon.pdf (2 Mart 2016). 2003.
- Cerrato, Mario and Nicholas Sarantis, "A Bootstrap Panel Unit Root Test Under Cross Sectional Dependence with an Application of PPP". **Computational Statistics & Data Analysis**. Vol.51, 2007, ss.4028-4037.
- Chrisopoulos, Dimitris K. And Efthymios G. Tsionas, "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests". **Journal of Development Economics**. Vol.73, 2004, ss.55-74.
- Choi, In. "Combination Unit Root Tests for Corss-Sectionally Correlated Panels". **Hong Kong University of Science and Technology**. 2002.
- Coakley, Jerry and Farida Kulasi. "Cointegration of Long Span Saving and Investment". **Economic Letters**. Vol.54, 1997, s.1-6. Coiteux, Martin and Simon Oliver. "The Saving Retention Coefficient in the Long Run and in the Short Run: Evidence from Panel Data". **Journal of International of Money and Finance**. Vol.19, 2000, ss.535-548.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. "Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root". **Journal of American Statistical Association**. Vol.74, 1979, ss.427-431.

- Dickey, D. A. Fuller, W. A. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". **Econometrica**. Vol.49, 1981, ss.1057-1072.
- Dimitros, Asteriou. and Stephan G.Hall. **Applied Econometrics**. 1. Basım. New York: Palgrave Macmillan, 2006, ss.371.
- Durgun, Özlem. "Küreselleşme Sürecinde, Finansal Serbestleşmenin Gelişmekte olan Ülkelere Etkileri". **Mevzuat Dergisi**. Sayı:111, 2007, ss.1-2.
- Donald, W.K. Andrews and Lu Biao. "Consistent Model and Moment Selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamis Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, Vol.121, 2001, ss.123-164.
- Eakin, Holtz.D, Newey W. and Rosen S.H. "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data". **Econometrica**. Vol.56, 1988, ss.1373.
- Eakin, Holtz. D, Newey W. and Rosen S.H. "Implementing Casuality Tests with Panel Data, With an Example from Local Public Finance". **NBER Technical Paper Series. Technical Wokring Paper** No.48, 1985.
- Engle F.R., Granger J.W.C., " Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**. Vol.55, 1987, s.251-276.
- Feldstein, Martin. "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and The Short Run". NBER Working Paper Series. No.947, 1982, ss.1-41.
- Feldstein, Martin andPhillipe Bacchetta. "National Saving and International Investment". **National Bureau of Economic Research-Working Paper Series**, No.3164, 1989, ss.1-37
- Feldstein, Martin. "International Capital Flows".**National Bureau of Economic Research Conference Introduction to the Woodstock Volume**. 1997, http://www.nber.org/feldstein/woodstock_intro.html#N_1_. (21 Mart 2016), par.1-3.
- Granger, W. J. C. "Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-spectral Methods". **Econometrica**. Vol.37, 1969, ss.424-438.
- Granger, W. J. C. "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specisification". **Journal of Econometrics**. 1981, ss.121-130.
- Granger W. J. C. " Some Aspects of Causal Relationships". **Journal of Econometrics**. 2003, Vol.112, ss. 69-71.
- Green H. William, **Econometric Analysis**, England: Pearson, 2012.

- Gray, Chamberlain. "Panel Data". Griliches, Z ve M. Intrilligator. **The Handbook of Econometrics Volume II** içinde, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1983, ss.1248-1318.
- Hadri, Kaddour. "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data". Department of Economics & Accounting, **Econometrics Journal**. 2000, Vol.3, ss.148-161.
- Hall, Alastair. "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection". **Journal of Business & Economic Statistics**. Vol.12, 1994, ss.461-470.
- Harris, Richard D.F. and Elias Tzavalis, "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the time Dimension is Fixed". **Journal of Econometrics**. Vol.91, 1999, ss.201-226
- Ho, Tsung-Wu. "The Feldstein-Horioka Puzzle Revisited". **Journal of International Money and Finance**. Vol.21, 2002a, ss.555-564.
- Ho, Tsung-Wu. "A Panel Cointegration Approach to the Investment-Saving Correlation". **Empirical Economics**. Vol.27, 2002b, ss.91-100.
- Hoover, Kevin D. **Causality in Macroeconomics**. 1.Basım. New York: Cambridge University Press, 2001.
- Hoover, D.Kevin. "Some Casual Lesson for Macroeconomics". **Journal of Econometrics**. Vol.112, 2003, ss.121-125.
- Hoyos, R.E.D. Vasilis Sarafidis. "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models", Newton, H. Joseph., Nicholas J. Cox (Ed.). **The Stata Journal**. 2006, No.4, ss.482-496.
- Hsiao, Cheng. **Analysis of Panel Data**. United Kingdom: Cambridge University Press, 2003.
- Hsiao, Cheng. "Panel Data Analysis-Advantages and Challenges". **Sociedad de Estadística e Investigación Operativa**. Vol.00, ss.1-63.
- Hurlin, Christophe. "Nelson and Plosser Revisited: A Re-Examination using OECD Panel Data. **LEO, University of Orleans**. 2004.
- Hurlin, Christophe. "Testing Granger Causality in Heterogeneous Panel Data Models with Fixed Coefficients". **LEO, University of Orleans**. 2004.
- Hurlin, Christophe. and Elena Dumitrescu. "Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels". **Economic Modelling**. Vol.29, 2012, ss. 1450-1460.
- Im, Kung So, M.Hashem Pesaran and Yongcheol Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". **Journal of Econometrics**. Vol.115, 2003, ss.53-74.

- Iorio, Di Francesca. Stefano Fachin, “Cointegration Testing in Dependent Panels with Breaks”. 2006, ss.1-15.
- İnal, Ahmet. “Durağan Olmayan Paneller ve Bir Uygulama”. **Basılmamış Yüksek Lisans Tezi**. Çukurova Üniversitesi SBE, Adana, 2009.
- Jansen, W. Jos. “International Capital Mobility: Evidence from Panel Data”. **Journal of International Money and Finance**. Vol.19, 2000, ss.507-511.
- Johansen, Soren. “Statistical Analysis of Cointegration Analysis”, **Journal of Economic Dynamics and Control**. 1988, ss.231-254.
- Johansen, Soren. “Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol.54, 1992, ss.383-397.
- Kao, Chihwa. “Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data”. **Journal of Econometrics**. Vol.90, 1999, ss.1-44.
- King, Maxwell L. and Grant H. Hiller. “ Locally Best Invariant Tests of the Error Covariance Matrix of the Linear Regression Model”. **Journal of the Royal Statistical Society**. Vol.47, 1985, ss.98-102.
- Krol, Robert. “International Capital Mobility: Evidence from Panel Data”. **Journal of International Money and Finance**. Vol.15, ss.467-474.
- Kwiatkowski, Deniz. Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt and Yomgcheol Shin, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root”. **Journal of Econometrics**. Vol.54, ss.159-178.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin and Chia-Shang James Chu, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”. **Journal of Econometrics**. Vol.108, 2002, ss.1-24.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin and Chia-Shang James Chu, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”. **Discussion Paper 92-23**. 1992.
- Love, Inessa and Lea Zicchino. “Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR”. **The Quarterly Review of Economics and Finance**. Vol. 46, 2006, ss.190-210.
- Luetkepohl, Helmut. “Vector Autoregressive Models”. **EUI Working Papers**. 2011.
- McKinnon, Ronald I. “**Money & Capital**”. Washington D.C: The Brookings Institution, 1973.

- Maddala, G.S, Shaowen Wu, “A Comparatative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”. **Oxfrod Bulletin of Economics and Statistics**. 1999.
- Manuel, Arrelano and Olympia Bover. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”. **Journal of Econometrics**. Vol.68, 1995, ss.29-51.
- Mastroiannis, Anastasios. “Current Account Dynamics and the Feldstein and Horioka Puzzle: the Case of Greece”. **The European Journal of Comparative Economics**. Vol.4, 2007, ss.91-99.
- McCoskey Suzannae and Chihwa Kao. “A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data”. **Econometric Reviews**. Vol. 17(1), 1998, ss.57-84.
- Misztal, Piotr. “The Feldstein – Horioka Hypothesis in Countries with Varied Levels of Economic Development”. **Contemporary Economics**, Vol.5, 2011, ss.16-29.
- Moon, Hyungsik Roger. And Benoit Perron, “Aymptotic Local Power of Pooled t-ratio fo Unit Roots in Panels with Fixed Effects”. **Econometrics Journal**. Vol.11, ss.80-104.
- Moon, Hyungsik Roger. And Benoit Perron, “Testing For a Unit Root in Panels with Dynamic Factors”. **Journal of Econometrics**. Vol.122, 2004, ss.81-126.
- Nabeya, Seiji and Katsuto Tanaka, “Asymptotic Theory of a Test for The Constancy of Regression Coefficients Against the Random Walk Alternative”. **The Annals of Statistics**. Vol.16, 1998, ss.218-235.
- Nickel, Stephan. “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”. **Econometrica**. Vol.49, 1981, ss.1417-1426.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff. “Perspectives on OECD Economic Integration: Implications for US Current Account”. **US Berkely: Center of International and Development Economics Research**. 2000, ss.1-62.
- Oktayer, Nagihan ve Nazan Susam. “ Tasarruf – Yatırım – Sermaye Hareketleri İlişkisinin Türkiye Örneğinde Değerlendirilmesi”. **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**. Cilt 9, Sayı 2, 2007, ss.19-54.
- Oskooee, Bahmani Mohsen and Avik Chakrabarti. “Openness, Size and the Saving – Investment Relationship”. **Economic Systems**, Vol.29, 2005, ss.283-293.
- Örnek, İbrahim, Selen Utlu ve Mustafa Baylan. “Balkan Ülkelerinde Feldstein-Horioka Paradoksu: Bir Panel Eşbütünleme Analizi”. **International Conference on Eurasian Economies**. 2014, ss.1-9.

- Özmen, Erdal and Kağan Parmaksız. “Policy Regime Change and the Felstein-Horioka Puzzle: The UK Evidance”. **Journal of Policy Modeling**. Vol.25, 2003, ss.137-149.
- Özmen, Erdal. “Financial Development, Exchange Rate Regimes and the Feldstein – Horioka Puzzle: Evidance from the MENA Region”. **ERC Working Papers in Economics**. 2007, ss.1-16.
- Sarı, Aydın.”Faiz Kanalı Yoluyla Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizmalarının İşlerliği”.**Bandırma İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Akademik Fener Balıkesir Üniversitesi Yayınları**. No.25, Sayı: 8, 2007, ss.15-21
- Saikkonen, Pentti. “Asymototically Efficient Estimation of Cointegration Regressions”. **Econometric Theory**. Vol.7, 1991, ss.1-21.
- Sevüktekin, Mustafa ve Mehmet Nargeleçekenler. **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**. 3.Basım, Ankara: Nobel, 2010.
- Sims, Christopher A. “ Macroeconomics and Reality”.**Econometrica**. Vol.48, 1980, ss.1-48.
- Shaw, Edward S.“Financial Deeping in Economic Development”.**Jorunal of Development Economics**. Vol.1, Issue.1, 1974, ss.81-84.
- Stock, James H and Mark W. Watson. “A Simple Estimator of Cointegrating Vector in Higher Order Integrated Systems”. **Econometrica**. Vol.61, 1993, ss.783-820.
- Stock, James H. and Mark W. Watson. “Vector Autoregressions”. **Journal of Perspectives**, Vol. 15, 2001, ss.101.
- Summers, Robert and Alan Heston. “The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988”. **Quartely Journal of Economics**. Vol.106(2), 1991, ss.327-368.
- Teletar, Erdiñç, Funda Teletar ve Nasip Bolatoğlu. “ A Regime Switching Approach to the Feldstein-Horioka Puzzle: Evidance from some European Countries”. **Journal of Policy Modeling**. Vol.29, 2007, ss.523-533.
- Tuna, Sercan, “Neoliberal İktisadi Sürecin Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerindeki Etkilerinin Panel Nedensellik Analizi”.**Basılmamış Yükseklikans Tezi**. Marmara Üniversitesi SBE, 2009.
- Uzunoğlu, Sadi, Kerem Alkin ve Fuat Gürsel. “Uluslararası Sermaye Hareketlerinin Gelişmekte Olan Ülkelerde Makroekonomik Etkileri ve Türkiye”. **İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Araştırma Yayınları**, No.6, 1995.
- Pearl, Judea. **Causality: Models, Reasoning and Inference**. 2.Basım. New York: Cambridge University Press, 2009.

- Peter, Pedroni. "Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis". **Indiana University**, 1995, ss.1-41.
- Peter, Pedroni. "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Special Issue, 1999, ss.635-670.
- Peter, Pedroni. "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels". Fombyi Thomas B, R.Carter Hill, Ivan Jeliazkov, Juan Carlos Escanciano and Eric Hillebrand. (Ed.) **Advances in Econometrics** içinde. Vol. 15, 2001, ss.93-130.
- Pesaran, M.Hashem. "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence". 2003, ss.1-61.
- Pesaran, M.Hashem. "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence". **Journal of Econometrics**. Vol.22, 2007, ss.265-312.
- Pesaran, M.Hashem. "General Diagnostic Test for Cross Section Dependence in Panels". **Center of Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research, Working Paper**. No.1229, 2004.
- Pesaran, M.Hashem and Ron Smith. "Estimating Long-Run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panels". **Journal of Econometrics**. Vol.68, 1995, ss.79-113.
- Phillips, C. B. Peter and Bruce E. Hansen. "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". **Review of Economic Studies**. 1990, Vol.57, ss.99-125.
- Phillips, C. B. Peter and Donggyu Sul. "Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence". **Econometrics Journal**. Vol.6, ss.217-259.
- Quah, Danny. "Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data". **Economics Letters**. Vol.44, 1994, ss.9-19.
- Venet, Baptiste and Christophe Hurlin. "Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients". **EURISCO**, 2001, ss. 1-33
- Walter Enders, *Applied Econometrics Time Series*, 3.Basım, **USA: John Wiley & Sons, Inc.** 2010.
- Weiner, Norbert. "The Theory of Prediction". Bechenbach, E. (Ed.) **Modern Mathematics for the Engineer** içinde, New York: McGraw-Hill, 1956, ss.165-190.
- Westerlund, Joakim. "A Panel CUSUM Test of the Null of Cointegration". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. Vol.67, 2005a, ss.231-262.

Westerlund, Joakim. “New Simple Tests for Panel Cointegration”.**Econometric Reviews**. Vol 24, 2005b, ss.297-316.

Westerlund, Joakim. “Testing For Error Correction in Panel Data”. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. Vol.69, 2007, ss.709-748.

Whitney, Newey K. And Kenneth D. West. “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”.**Econometrica**. Vol.55, 1987, ss.703.708.

Whitney, Newey K. And Kenneth D. West. “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”. **Review of Economic Studies**. Vol.61, 1994, ss.631-653.

Yerdelen, Ferda T. **İleri Panel Veri Analizi**, 2.Basım. İstanbul: Beta Yayınevi, 2014.

Zivot, Eric and Jiahui Wang.**Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series with S-Plus**. New York: Springer, 2006.

Zivot, Eric and Jiahui Wang.**Modeling Financial Time Series with S-Plus**. 2.Basım New York:Springer, 2006.

Yabancı Sermaye Nedir? Doğrudan Yabancı Sermaye”.http://www.ekodialog.com/konular/yabanci_sermaye.html. (21 Mart 2016).