**TÜRKİYE CUMHURİYETİ**
**ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ**
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**
**İKTİSAT ANABİLİM DALI**

# GELİŞME SÜRECİNDE SERMAYE HAREKETLİLİĞİ VE FİNANSAL PİYASALARIN BÜTÜNLEŞMESİNDE YAPISAL DEĞİŞME DİNAMİKLERİNİN ANALİZİ: KARŞILAŞTIRMALI BİR YAKLAŞIM

**İbrahim ARISOY**

**DOKTORA TEZİ**

**ADANA / 2011**

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ**
**ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ**
**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**
**İKTİSAT ANABİLİM DALI**

# GELİŞME SÜRECİNDE SERMAYE HAREKETLİLİĞİ VE FİNANSAL PİYASALARIN BÜTÜNLEŞMESİNDE YAPISAL DEĞİŞME DİNAMİKLERİNİN ANALİZİ: KARŞILAŞTIRMALI BİR YAKLAŞIM

**İbrahim ARISOY**

**Danışman: Prof. Dr. Nejat ERK**

**DOKTORA TEZİ**

**ADANA / 2011**

**Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne,**

Bu çalışma, jürimiz tarafından İktisat Anabilim Dalında DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Prof. Dr. Nejat ERK
(Danışman)

Üye: Prof. Dr. H. Mahir FİSUNOĞLU

Üye: Prof. Dr. H. Altan ÇABUK

Üye: Prof. Dr. Murat DOĞANLAR

Üye: Doç. Dr. İbrahim ÖRNEK

**ONAY**

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.

…./…./…….

Prof. Dr. Azmi YALÇIN
Enstitü Müdürü

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

# ÖZET

## GELİŞME SÜRECİNDE SERMAYE HAREKETLİLİĞİ VE FİNANSAL PİYASALARIN BÜTÜNLEŞMESİNDE YAPISAL DEĞİŞME DİNAMİKLERİNİN ANALİZİ: KARŞILAŞTIRMALI BİR YAKLAŞIM

**İbrahim ARISOY**

**Doktora Tezi, İktisat Anabilim Dalı**
**Danışman: Prof. Dr. Nejat ERK**
**Kasım 2011, 123 sayfa**

1970'li yıllardan bu yana dünya ekonomisinde gözle görülür değişikliklerden birisi de, finansal sermaye hareketlerindeki kısıtlamaların kaldırılmasına paralel olarak gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiler arasındaki bütünleşme derecesindeki ve sermaye akımlarının miktarındaki artıştır. Giderek yaygınlaşan bir uygulama olan finansal piyasalardaki düzenlemelerin kaldırılmasına paralel olarak uluslararası finansal piyasaların birbiriyle bağlantısı giderek artmıştır. Bu tez çalışmasının ana amacı, politika yapıcılar ve uluslararası yatırımcılar açısından önemli bilgiler sunması nedeniyle seçilmiş OECD üyesi ve diğer ülkeler için sermaye hareketliliği ve finansal piyasaların bütünleşme derecesini incelemektir. Bu amaçla, ilk aşamada 1960-2008 döneminde sermaye hareketliliğinin derecesini incelemek maksadıyla Feldstein-Horioka ve Jansen hata düzeltme modelini güncel zaman serileri ve panel veri yöntemleri ile tahmin edilmiştir. Bireysel zaman verilerine dayalı analizler birçok ülkede ve de bir bütün olarak bütün ülke grubunda yatırım ve tasarrufların eşbütünleşik olmadığını dolayısıyla yüksek bir sermaye akışkanlığına işaret etmektedir. Ayrıca, literatürde yatırım ve tasarruf ilişkisini etkilediği öne sürülen bazı kontrol değişkenleri (dışa açıklık, nüfus bağımlılık oranı, kişi başına gelir, ülke büyüklüğü ve cari denge v.s.) kullanılarak panel eşik regresyon analizleri yapılmıştır. İkinci aşamada, Reel Faiz Paritesi (RIP)'nden sapmalar finansal piyasaların bütünleşme derecesiyle ilgili bir gösterge olduğundan, uluslararası finansın köşe taşlarından birisi konumunda olan ve Güvencesiz Faiz Paritesi (UIP) ile Satın Alma Gücü Paritesi (PPP)'ni kapsayan Reel Faiz Paritesi (RIP) koşulu 1974:Q1–2008:Q4 döneminde seçilmiş ülkeler için ampirik olarak sınamaya tabi tutulmuştur. Bu amaçla analizlerde, geleneksel birim kök

testleriyle yapısal değişime olanak veren birim kök sınamalarının yanı sıra doğrusal olmayan birim kök sınamaları da kullanılmıştır. RIP geçerliliğini yapısal değişime olanak tanıyan doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri çerçevesinde ele almak çalışmamızın önemli bir yönünü oluşturacaktır. Analiz sonuçları özellikle doğrusal olmayan birim kök testleri kullanıldığında analize konu ülkelerde yüksek bir piyasa entegrasyonu olduğu yönündedir.

**Anahtar Kelimeler**: Sermaye Hareketliliği, Feldstein-Horioka Paradoksu, Sermaye Akışkanlığı, Finansal Bütünleşme, Reel Faiz Paritesi, Doğrusal Olmayan Zaman Serileri, Panel Veri.

## ABSTRACT

## AN ANALYSIS OF STRUCTURAL CHANGE DYNAMICS IN CAPITAL MOBILITY AND FINANCIAL MARKET INTEGRATION IN DEVELOPMENT PROCESS: A COMPARATIVE APPROACH

**İbrahim ARISOY**

**P.h.D. Thesis, Department of Economics**
**Supervisor: Prof.Dr. Nejat ERK**
**November 2011, 123 pages**

One of the most striking developments in the world economy since the 1970s has been the increasing degree of financial integration in the both developed and developing economies, as constraint to the movement of financial capital have been gradually relaxed and in many cases fully abolished. With the widespread removal of regulations and closer integration of international financial markets, global movements of capital and financial market integration have become increasingly linked. The main objective of this doctorate thesis is to examine the degree of capital mobility and financial market integration for selected OECD and non OECD countries, because the degree of capital mobility and financial integration has important implications for policy-makers and international investors. This is achieved in two steps. In the first step, Feldstein-Horioka and Jansen error correction model are estimated to examine the degree of capital mobility using recent time series and panel data techniques for the period 1960-2008. The empirical results of individual time series estimation for many of the countries and panel data for all the countries under consideration suggest that saving and investment are not cointegrated, indicating capital mobility. Furthermore, some control variables (e.g. openness, population dependency ratio, GDP per capita, country size, current account balance) that considered to affect saving and investment relation are utilized in panel threshold regression estimation. In the second step, real interest parity (RIP) condition, a cornerstone assessing the financial market integration, is examined for selected countries. The real interest parity (RIP) condition combines two main pillars in international finance: uncovered interest parity (UIP) and ex ante purchasing power parity (PPP). The extent of deviation from RIP is therefore an

indicator of the lack of financial market integration. This thesis investigates whether RIP among selected countries hold or not over the period 1974:Q1–2008:Q4. This is done by carrying out a set of unit root tests, which includes both traditional unit root tests with structural breaks and nonlinear unit root tests on the real interest differentials with respect to USA and Germany. The main contribution of this thesis is with respect to the econometric approach we employ. We consider whether or not adjustments towards RIP are nonlinear. The empirical results reveal a high degree of market integration among the countries under consideration especially with nonlinear unit root tests and indicate that there is evidence in favor of RIP.

**Keywords:** Capital Mobility, Feldstein-Horioka Puzzle, Capital Mobility, Financial Integration, Real Interest Rate Parity, Nonlinear Time Series Models, Panel Data.

# ÖNSÖZ

Her çalışmada olduğu gibi, bu çalışmada birçok değerli kişinin ilgi, destek ve yardımıyla gerçekleştirilmiştir. Öncelikle, akademik hayata başladığım günden tezimin tamamlanmasına kadar geçen sürede her türlü desteğini gördüğüm, yetişmem de büyük emekleri geçen, her alanda destek ve önerilerini esirgemeyen başta tez danışmanım ve saygıdeğer hocam Prof.Dr. Nejat ERK'in yardımları ve desteği olmadan bu tezin ortaya çıkması mümkün değildi. Çalışmamı daha iyi noktalara taşımamda önerileriyle ışık tutan değerli hocalarım Prof.Dr. H. Mahir FİSUNOĞLU, Prof. Dr. Altan ÇABUK, Prof. Dr. Murat DOĞANLAR, Doç.Dr. İbrahim ÖRNEK ile bilgi birikimini ve program kodlarını paylaşan Prof.Dr. Mehmet BALCILAR'a katkılarından dolayı teşekkürlerimi sunarım. Bilgi birikimini ve çok değerli zamanını her zaman paylaşmaktan çekinmeyen, bitmez sabrı ve desteğini gördüğüm, sürekli desteğini arkamda hissettiğim Dr. İlter ÜNLÜKAPLAN'a ne kadar teşekkür etsem azdır.

Ayrıca, tezin hazırlanma aşamasında yurtdışına çıkmama olanak sağlayan Yükseköğretim Kurulu'na, misafir araştırmacı olarak kapılarını açan The University of Utah, Department of Economics bölümüne, derslerini takip etme fırsatı sunarak akademik gelişimimde ve tezimin şekillenmesinde desteklerini gördüğüm Prof.Dr. Cihan BİLGİNSOY'a, Prof.Dr. Lance GIRTON'a, Prof.Dr. Richard FOWLES'a, Dr. Codrina RADA ve Dr. Haimanti BHATTACHARYA'ya teşekkürü bir borç bilirim.

Son olarak, bir evlat olarak yetişmemde, bu günlere gelmemde en büyük emeği olan, kendilerine çok şey borçlu olduğum sevgili anne ve babama, sürekli desteklerini arkamda hissettiğim aileme en içten teşekkürlerimi sunuyorum.

Bu çalışma, İİBF2009-D2 numaralı proje kapsamında Çukurova Üniversitesi Araştırma Fonu tarafından desteklenmiştir.

İbrahim ARISOY

Adana, 2011

# İÇİNDEKİLER

**Sayfa**

**ÖZET……...……..…..iii**
**ABSTRACT…….……....v**
**ÖNSÖZ……..…….…....vii**
**TABLOLAR LİSTESİ…….....xi**
**ŞEKİLLER LİSTESİ…….....xii**

**BİRİNCİ BÖLÜM**
**GİRİŞ**

1.1. Araştırmanın Amacı ve Önemi…….1
1.2. Araştırmanın Kapsamı ve Kısıtları.……2

**İKİNCİ BÖLÜM**
**ULUSLARARASI SERMAYE HAREKETLİLİĞİ VE FİNANSAL BÜTÜNLEŞME DERECESİNİN BELİRLENMESİ VE MODELLENMESİNE YÖNELİK KURAMSAL ÇERÇEVE**

2.1. Uluslarararası Sermaye Hareketliliğinin Derecesi ..... 5
2.1.1. Sermaye Hareketliliği Ve Finansal Bütünleşme Derecesinin Belirlenmesi.. ..... 5
2.1.2. Feldstein ve Horioka Yaklaşımı .....7
2.1.2.1. Ülke Büyüklüğü ..... 11
2.1.2.2. Yurtiçi Tasarruf ve Yatırımların İçselliği..... 13
2.1.2.3. Ticarete Konu Olmayan Mallar ..... 14
2.2. Yatırım, Tasarruf İlişkisi ve Sermaye Akışkanlığına İlişkin Sorunlar ve Temel Bulgular ..... 19
2.3. Veri Seti ve Ampirik Yöntem ..... 27
2.3.1. Zaman Serilerine Dayalı Birim Kök Sınamaları ..... 27
2.3.1.1. Yapısal Kırılmalı Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınaması..... 28
2.3.2. Panel Birim Kök Sınamaları ..... 30

2.3.2.1. Levin, Lin ve Chu (2002) Birim Kök Sınaması ..... 31
2.3.2.2. Breitung (2000) Birim Kök Sınaması ..... 32
2.3.2.3. Hadri (2000) Birim Kök Sınaması ..... 33
2.3.2.4. Maddala ve Wu (1999),Choi (2001) Birim Kök Sınaması ..... 33
2.3.2.5. Im, Peseran, Shin (2003) Birim Kök Sınaması ..... 34
2.3.3. Yatırım ve Tasarruflar Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Sınanması ..... 35
2.3.3.1. Pedroni Panel Eşbütünleşme Sınaması ..... 35
2.3.3.2. Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Sınaması ..... 36
2.4. Uygulamalı Analiz Sonuçları ..... 38
2.4.1. Birim Kök Sınama Sonuçları ..... 38
2.4.2. Yatırım, Tasarruf ve Sermaye Hareketliliği Dinamiklerinin Analizi ..... 40
2.4.3. Pesaran, Shin, Smith (1999) Panel ARDL Analiz Sonuçları ..... 44
2.4.4. Panel Eşik Regresyon Analiz Sonuçları ..... 60

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM
## FİNANSAL BÜTÜNLEŞME DERECESİNİN BİR ÖLÇÜTÜ OLARAK REEL FAİZ PARİTESİ KOŞULUNA YÖNELİK UYGULAMALI VE KURAMSAL YAKLAŞIMLAR

3.1. Faiz Oranı Paritesi Koşulları ..... 55
3.1.1. Güvencesiz Faiz Oranı Paritesi ..... 56
3.1.1.1. Edwards ve Khan Yaklaşımı ..... 58
3.1.1.2. Haque ve Montiel Yaklaşımı ..... 59
3.1.2. Güvenceli Faiz Oranı Paritesi ..... 62
3.1.3. Reel Faiz Paritesi Yaklaşımı ..... 64
3.1.3.1. Reel Faiz Paritesi Oranı Kuramı ..... 65
3.1.3.1.1. Parasalcı Model ..... 67
3.2. Reel Faiz Oranı Paritesinden Sapmalar ..... 69
3.2.1. Satın Alma Gücü Paritesi (PPP)'nden Sapmalar ..... 70
3.2.1.1. Yapışkan Fiyatlar ..... 71
3.2.1.2. İşlem Maliyetleri ..... 74
3.2.2. Garantisiz Faiz Paritesi Koşulu (UIP)'ndan Sapmalar ..... 78
3.2.2.1. Risk Primi ..... 78
3.2.2.2. Para Politikası ..... 80

3.2.2.3. Rasyonel Beklentiler Hipotezinin Eksiklikleri ..... 81
3.3. Finansal Bütünleşme Derecesinin Bir Ölçütü Olarak Reel Faiz Paritesi Koşulunun Sınanması..... 82
3.3.1. Konuyla İlgili Yazın Taraması ..... 86
3.3.2. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem ..... 91
3.3.2.1. Geleneksel ADF ve KPSS Birim Kök Sınaması..... 92
3.3.2.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sınamaları..... 93
3.3.2.3. Doğrusal Olmayan Eşik Otoregresif(TAR) Birim Kök Sınaması 94
3.3.2.4. Doğrusal Olmayan Kapetanios,Shin ve Snell (2003) Birim Kök Sınaması..... 95
3.3.2.5. Lanne, Lütkepohl ve Saikkonen (2002) Birim Kök Sınaması..... 96
3.3.3. Uygulamalı Analiz Sonuçları ..... 98

**DÖRDÜNCÜ BÖLÜM**
**SONUÇ VE DEĞERLENDİRME**

4.1. Sonuç ..... 106

**KAYNAKÇA..... 109**
**ÖZGEÇMİŞ ..... 123**

# TABLOLAR LİSTESİ

**Sayfa**

**Tablo 1 :** Yatırım, Tasarruf İlişkisi ve Sermaye Akışkanlığına İlişkin Seçilmiş Uygulamalı ve Kuramsal Çalışmaların Özeti ..... 21
**Tablo 2 :** Birim Kök Sınama Sonuçları ..... 39
**Tablo 3 :** Panel Birim Kök Sınama Sonuçları ..... 40
**Tablo 4 :** Jansen (1996) Hata Düzeltme Modelinin Sınama Sonuçları ..... 41
**Tablo 5 :** Panel Eşbütünleşme Sınama Sonuçları ..... 43
**Tablo 6 :** Jansen (1996) Hata Düzeltme Modelinin Panel Verilerle Sınama Sonuçları 47
**Tablo 7 :** Panel Eşik Regresyon Analizlerinde Kullanılan Açıklayıcı Kontrol Değişkenleriyle İlgili Bilgiler ..... 50
**Tablo 8 :** Panel Eşik Regresyonlarında Kullanılacak Eşik Değerlerin Saptanması..... 51
**Tablo 9 :** Panel Eşik Regresyon Analiz Sonuçları ..... 52
**Tablo 10 :** Reel Faiz Paritesinin Geçerliliğini Test Eden Uygulamalı Çalışmaların Özeti ..... 88
**Tablo 11 :** Analizlerde Kullanılan Değişkenlerle İlgili Bilgiler ..... 92
**Tablo 12 :** Reel Faiz Paritesi (RIP) Koşulunun Geçerliliğiyle İlgili Çıkarsamalar ..... 93
**Tablo 13 :** Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Doğrusal Birim Kök Sınama Sonuçları ... 98
**Tablo 14 :** Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Panel Birim Kök Sınama Sonuçları..... 99
**Tablo 15 :** Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Doğrusallık Sınama Sonuçları ..... 102
**Tablo 16 :** Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Doğrusal Olmayan Eşik Otoregresif (TAR) Birim Kök Sınama Sonuçları..... 103
**Tablo 17 :** Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Doğrusal Olmayan KSS (2003) ve LLS (2002) Birim Kök Sınama Sonuçları ..... 104
**Tablo 18 :** Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Yöntemlerden Elde Edilen Bulguların Özet Sunumu .....105

# ŞEKİLLER LİSTESİ

**Sayfa**

**Şekil 1 :** Jansen (1996)'in Hata Düzeltme Modeli Yaklaşımıyla Yatırım ve Tasarruf Arasındaki İlişkilerin Analizi ..... 19

**Şekil 2 :** Jansen (1996) Hata Düzeltme Modeli Sonuçlarından Sermaye Hareketliliğinin Derecesiyle İlgili Çıkarımlar ..... 42

**Şekil 3 :** Parasalcı Modelde Reel Faiz Oranı Farklılıkları ..... 68

# BÖLÜM I

# GİRİŞ

Ayarlanabilir sabit kur rejimine dayalı Bretton Woods sisteminin sona ermesiyle birlikte sabit döviz kurumu rejimi uygulamasına son verilmesi ve gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler (GOÜ)'lerde ortaya çıkan mali serbestleşmeyle birlikte sermaye hareketleri üzerindeki kontrollerin büyük ölçüde kalkması, 1980'li yıllardan sonra küresel ekonomi sisteminin temel yapı taşlarını oluşturmuştur. Uluslararası sermaye hareketlerinde 1990'larda gerçekleşen büyük artış, uluslararası portföy çeşitlendirilmesine olanak sağlayan iki önemli gelişmeye bağlı olarak gerçekleşmiştir. İlk olarak, gelişmekte olan ülkeler, finansal piyasalarını, kambiyo rejimlerini ve sermaye hesaplarını serbestleştirerek ve onları yabancı yatırımcılara açarak uluslararası bütünleşmeye katılım derecelerini önemli ölçüde yükseltmiştir. Aynı zamanda bilgi ve iletişim teknolojisindeki gelişmeler dünya genelindeki yatırımların değerlendirilmesini ve izlenmesini daha kolay bir hale getirmiş ve gelişmiş ülkelerdeki fonların dünya ölçeğinde hareketine imkân sağlamıştır. Bununla birlikte, 1990'lı yılların ikinci yarısından itibaren GOÜ'lerde ortaya çıkan krizler ve bu krizlerin bulaşıcılık etkisi, sermaye akışkanlığının ve finansal piyasaların bütünleşme derecesinin krizlerin oluşumunda ve yayılmasında göz ardı edilemeyecek kadar önemli unsurlar olarak görülmeye başlanmasına yol açmıştır.

## 1.1. Araştırmanın Amacı ve Önemi

1980'li yıllardaki finansal serbestleşme hareketleri ve 1990'lı yılların ortalarındaki ve sonundaki ekonomik krizler, aynı zamanda para ve maliye poltikalarının başarımında ve tasarımındaki öneminden dolayı sermaye akışkanlığı ve finansal bütünleşme derecesini incelemeye yönelik kuramsal ve uygulamalı çalışmaların sayısında da artışa yol açmıştır. Bu geniş kapsamlı literatür çerçevesinde yapılan çalışmalardan elde edilen bulgular, sermaye akışkanlığı ve finansal bütünleşme derecesininin, krizlerin ortaya çıkışı ve yayılmasında; para ve maliye poltikalarının tasarımında, yürütülmesinde ve başarımında çok önemli unsurlar olduğuna işaret etmektedir. Bu çerçevede bu tez çalışmasının temel amacı, ekonomik istikrarı sağlama

ve düzenlemeye yönelik para ve maliye politikalarının başarımında çok önemli olan sermaye akışkanlığı ile finansal bütünleşme derecesini seçilmiş OECD ve diğer ülkeler için analiz etmektir.

Dünya ekonomisinde giderek sıklaşan ve uluslararası boyutlar taşıma eğilimi gösteren krizler, finansal bütünleşmeyle birlikte sermaye hareketliliği ve sermaye hareketliliğini etkileyen unsurların neler olduğu ve de finansal bütünleşmenin derecesi gibi temalar ilgi odağı haline gelmiş ve birçok araştırmanın konusu olmuştur. Sermaye hareketliliğinin derecesi, sadece finansal piyasaların bütünleşmesiyle doğrudan ilintili olmakla kalmayıp aynı zamanda yurtiçinde uygulanan para ve mali politikaların etkinliğinde çok önemli bir role sahiptir. Bu nedenle, sermaye hareketliliği derecesinin bilinmesi ülkeler açısından oldukça önemlidir. Zira sermaye hareketliliği ve finansal bütünleşme derecesi ülke ekonomisi ile dünya ekonomisi, iç ve dış denge arasındaki bağlantıları kuran anahtar değişkenlerden birisi olması nedeniyle ayrıntılı araştırmaları fazlasıyla hak eder konumdadır.

### 1.2. Araştırmanın Kapsamı ve Kısıtları

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünden sonra ikinci bölümde, sermaye hareketliliği ve finansal bütünleşme derecesinin belirlenmesi ve modellenmesine yönelik kuramsal çerçeve sunulmaktadır. Bu bölümde, örneklemdeki ülkeler için uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesi, Feldstein ve Horioka (1980, s.314-319)'nın ve Jansen (1996, s.749-781)'in yaklaşımları çerçevesinde güncel bir dizi ekonometrik yöntem kullanılarak analiz edilmiş ve daha sonra sermaye hareketliliğinin derecesiyle ilişkili olduğu öne sürülen kontrol değişkenleri içeren panel eşik regresyon yöntemiyle sermaye hareketliliğinin derecesiyle ilgili ampirik bulgular sunulmuştur. Bunun yanı sıra, konuyla ilgili literatür taramasına yer verilmiştir. Böylece, bu çalışma ile literatürde yapılan çalışmalar arasında kullanılan modeller, yöntem ve örneklem açısından farklılıklar verilmiş olacaktır.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, finansal piyasaların bütünleşme derecesinin bir ölçütü olarak kullanılan Reel Faiz Oranı Paritesi Hipotezi'ne yönelik kuramsal bilgiler verilmiş ve daha sonra seçilmiş OECD ve diğer ülkeler için bu koşulun geçerli olup olmadığı doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemlerle sınanacaktır. Ayrıca, çalışmada

Reel Faiz Paritesi koşulunun geçerliliğini sınamada kullanılan modellerin seçimi için literatürde kullanılan modellerin tespitine yönelik literatür taraması sunulacaktır. Daha sonra, çalışmada kullanılan modellerin ve değişkenlerin, örneklem seçiminin detayları verilmiştir. Sonrasında doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemler kullanılarak seçilen ülkeler için Reel Faiz Paritesi koşulunun geçerliliği sınanarak elde edilen sonuçlar tartışılmıştır. Son bölümde ise, çalışma sonucunda genel bir değerlendirme yapıldıktan sonra, elde edilen bulgular ve kuramsal tutarlılıkları tartışılmıştır.

# İKİNCİ BÖLÜM

## ULUSLARARASI SERMAYE HAREKETLİLİĞİ VE FİNANSAL BÜTÜNLEŞME DERECESİNİN BELİRLENMESİ VE MODELLENMESİNE YÖNELİK KURAMSAL ÇERÇEVE

> "...Dünya ekonomisinde sermaye uluslararası düzeyde ne kadar hareketli? Gelişmiş ülkeler arasında sermaye akımları yatırımcıların getirilerini denkleştiriyor mu? Veyahut tasarruf yaratıldığı ülkede mi yatırıma aktarılıyor? Ya da gerçek durum bu iki uç durum arasında mı yer alıyor? Bu soruların yanıtı sadece uluslararası sermaye piyasalarını anlamak için değil aynı zamanda geniş bir yelpazeyi kapsayan sorunların analizi içinde önemlidir…"(Feldstein ve Horioka,1980, s.314).

Uluslararası sermaye hareketlerinin derecesinin belirlenmesi ve modellenmesinin ele alındığı bu bölümde, ilk olarak uluslararası sermaye hareketlerinin kapsamı üzerinde durulacak daha sonra finansal sermaye hareketliliği derecesinin tanımı ve finansal sermaye hareketliliği derecesinin belirlenmesinde kullanılan yöntemler ele alınacaktır.

Dünya ekonomilerinin giderek bütünleştiği günümüzde, finansal serbestleşme ve dışa açılma ile birlikte ekonomiler giderek daha liberal hale gelmişlerdir. Son otuz yıldır sermayenin uluslararası dolaşımı üzerindeki birçok kısıtlamalar ortadan kalkmış ve uluslararası sermaye piyasaları daha fazla bütünleşmiştir. 1980'lerden itibaren gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında sermaye hareketleri için resmi engellerin kaldırılması, uluslararası finansal piyasalarda yaşanan hızlı büyüme gibi gelişmeler sermaye hareketlerinin eskiye göre daha fazla hareketli olduğuna işaret etmektedir. Dolayısıyla, dünya genelinde sermaye hareketliliğinde bir artış olduğu ve yurtiçi yatırımların, yurtiçi tasarruflar kadar yabancı sermaye girişi ile de finanse edilebileceği ifade edilebilir. Bu nedenden olsa gerek, uluslararası finansal piyasalardaki sermaye hareketliliğinin ve bütünleşme derecesinin ölçümü, uluslararası finans alanında en yoğun araştırma konularından biri olmuştur.

## 2.1. Uluslararası Sermaye Hareketliliğinin Derecesi

Belirli bir alan veya farklı iki alan arasındaki finansal araçların fiyat dağılımından dolayı sermaye hareketliliği, sermaye hareketleri derecesi olarak yorumlanabilmektedir. Daha geniş kapsamda ele alındığında, sermaye hareketliliği; piyasa bütünleşmesi kavramları ile farklı finansal araçlar arasındaki yüksek ikame edilebilirlik durumunu içermektedir. Ülkelerin sahip olduğu finansal sermayenin akışkanlığının derecesi, o ülkenin ulusal sermayesinin uluslararası olarak hareketli olup olmadığı hakkında bize bilgi vermektedir (Ahn, 1997, s.19).

Sermaye hareketliliği derecesi, sadece finansal piyasaların bütünleşmesini sağlamada köprü işlevi görmekle kalmaz aynı zamanda yurtiçinde uygulanan para ve maliye politikalarının etkinliği üzerinde de göz ardı edilemeyecek kadar önemli etkiye sahiptir. Bu nedenle, sermaye hareketliliği derecesinin bilinmesi ülkeler açısından oldukça önemlidir (Leachman,1990, s.23). Sermaye hareketliliğinin derecesinin bilinmesi, tasarruftaki değişimlerin yatırımdaki değişimler ile ilişkili olup olmadığını ortaya koyması açısından önemlidir. Böyle bir ilişki söz konusu ise, bütçe açıklarında meydana gelen azalma dış dengeyi iyileştirmek yerine yatırımların artmasını sağlayacaktır. Ayrıca, standart Mundell-Fleming modeli çerçevesinde formüle edildiği gibi, dış denge ve yatırım üzerindeki para politikasının etkileri sermaye hareketliliği derecesine önemli ölçüde bağlıdır. Bunun dışında, doğrudan doğruya tasarrufu (veya yatırımı) etkilemeksizin yatırımları (veya tasarrufları) etkilemek amaçlı tasarlanan vergi politikası sermaye hareketliliği derecesine bağlı ekonominin uluslararası rekabet gücünü iyileştirmekte veya kötüleştirmektedir (Levy, 2000, s.100-102).

### 2.1.1. Sermaye Hareketliliği Ve Finansal Bütünleşme Derecesinin Belirlenmesi

Günümüzde gerek gelişmiş, gerekse gelişmekte olan ülkelerde uluslararası sermaye hareketliliğinin; teknolojik gelişmeler, finansal serbestleşme ve ticaret hacmindeki artışlar gibi nedenlerden dolayı oldukça yüksek düzeylerde olduğu düşünülmektedir. Fakat bu kanının ampirik ölçümlerle ortaya konulması, kanıtlanması gerekmekle birlikte konuyla ilgili çalışmalar birbirinden oldukça farklı sonuçlar vermektedir. Uluslararası sermaye hareketliliğinin ve finansal bütünleşme derecesinin ölçülmesinde ortaya çıkan çelişkili sonuçların bir nedeni de bunların ölçümü için genel

kabul gören bir yöntemin benimsenmemiş olmasından ileri gelmektedir (Apergis ve Tsoumas,2009, s.70-72). Uluslararası sermaye hareketliliğinin ve finansal bütünleşme derecesinin derecesinin belirlenmesine yönelik yazında çeşitli yaklaşımlar bulunmaktadır. Sermaye hareketliliğinin almaşık tanımları ise varsayımlardaki değişimlerle farklılık kazanmaktadır. İktisat yazınında sermaye hareketliliği ve finansal bütünleşme derecesini ölçmek için çeşitli yaklaşımlar kullanılmakla birlikte yaygın olarak kullanılan dört farklı yaklaşım vardır (Montiel,1994, s.1-33; Frankel,1992, s.197; Obstfeld, 1986, s.55-103; Huang, 2010, s.467-482). Bunlar şu şekilde sıralanabilir:

**1.** Feldstein ve Horioka Yaklaşımı: Yurtiçi tasarruf oranlarında görülen dışsal değişmelerin yurtiçi yatırım oranları üzerinde bir etkisinin olmaması (Feldstein ve Horioka,1980; Feldstein ve Bachetta,1991; Bayoumi,1990;Tesar,1991; Moreno,1997; Sinha, 2002; Hoffmann,2004).

**2.** Faiz Paritesi Koşulu Yaklaşımı (Frankel, 1992; Throop,1994, s.3-18; Kumhof, 2001, s.626-640)

- Reel Faiz Paritesi Koşulu: Uluslararası sermaye akımlarının ülkeler arasındaki reel faiz oranlarını eşitleyecektir.
- Güvencesiz Faiz Paritesi Koşulu: Sermaye akımlarının tahvillerin beklenen getiri oranını değişim riskine maruz kalmasına bakmaksızın eşitleyecektir.
- Güvenceli Faiz Paritesi Koşulu: Sermaye akımlarının belirli bir para cinsinden sözleşme yapıldığında ülkeler arasındaki faiz oranını eşitleyecektir.

**3.** Dönemlerarası Cari Denge Yaklaşımı: Dönemlerarası yaklaşım cari dengeyi, reel değişkenler (üretim, verimlilik artışı, kamu harcamaları) ile nominal değişkenler (döviz kuru, fiyatlar düzeyi, parasal şoklar) hakkında oluşturulan geleceğe dönük beklentiler doğrultusunda optimal dinamik tasarruf ve yatırım kararlarının bir sonucu olarak görür (Obstfeld ve Rogoff, 1995, s.1732; Ghosh, 1995, s.107-128; Shibata ve Shintani, 1998, s. 741-756; Huang, 2010, s.467-482).

Obstfeld (1986), sermaye hareketliliğinin ölçülmesinde en açık yaklaşımın fiziki sermayenin getiri oranları arasında doğrudan bir karşılaştırma yapmak olduğunu belirtmektedir. Ancak, bu yaklaşımın, vergi uygulamalarındaki farklılıklar ve getiri

oranlarını ortak bir birime dönüştürme gibi ölçüm sorunları nedeniyle dezavantajları olduğunu ifade etmiştir. Faiz paritesi koşulları ve bu bağlamda reel faizlerin eşitlenmesi hipotezinin de sermaye hareketliliği bağlamında dolaylı olarak ele alındığına değinen Obstfeld (1986), tasarruf ve yatırımlar arasındaki karşılıklı ilişkinin de (Feldstein-Horioka koşulu) sermaye hareketliliğinin bir göstergesi olarak incelendiğini vurgulamaktadır. Bu çalışmada, yurtiçi istikrar politikaları için önemli çıkarımları olduğundan Feldstein-Horioka (FH) ve Reel Faiz Paritesi (RIP) koşulları üzerine odaklanılacaktır. Sermaye hareketliliğinin görgül olarak ölçümünde en yaygın yöntem yurtiçi tasarruf oranları ile yurtiçi yatırım oranları arasındaki ilişkinin derecesinin ölçülmesidir. Bu noktada çalışmanın da temelini oluşturan yaklaşımlardan yurtiçi tasarruf oranları ile yurtiçi yatırım oranları arasındaki ilişkiyi ele alan Feldstein-Horioka yaklaşımı ele alınmıştır.

### 2.1.2. Feldstein ve Horioka Yaklaşımı

Kapalı bir ekonomide ulusal tasarrufların yurtiçi yatırımlara eşit olduğu ve sermaye akımlarının ve dış ticaretin olmadığı bir ortamda cari hesap dengesinin sıfır olduğu kabul edilir. Bu durumun bir sonucu olarak, tasarruflarda herhangi bir artışın yurtiçi yatırımları aynı ölçüde artıracağı varsayılır. Buna karşılık, sermaye hareketlerinin serbest olduğu açık bir ekonomide tasarruf ve yatırımların birbirinden farklılık gösterdiği ve ülkelerin cari açık verdikleri gözlenmektedir (Obstfeld ve Rogoff, 1996). Tam sermaye serbestliği varsayımı altında, tasarruf ve yatırımın yapıldığı dışa açık bir ekonomide, yatırımın tamamen yurtiçi talep ve tercihlerden bağımsız olarak belirlendiği gösterilebilir. Dışa açık ekonomisi olan ülkelerdeki tasarruf sahipleri aynı faiz oranı ile karşı karşıyadırlar. Ayrıca, tasarruf oranındaki farklılıklar sadece ekonomiler arasındaki yapısal faktörleri yansıtmaktadır. Şayet tasarruf ve yatırımı etkileyen yapısal faktörler arasında bir ilişki yoksa tasarruf ve yatırım arasında da bir ilişki olmayacaktır. Bunun yanında, eğer sermaye hareketleri üzerinde bir kısıtlama varsa, yurtiçi yatırımcılar, yurtiçi tasarruf ile yurtdışı tasarruf maliyetleri arasındaki bir farkla karşılaşacaktır. Sonuç olarak, bu durum yurtiçi tasarruf ile yatırım arasında bir ilişkinin olması anlamına gelecektir. Tasarruf ve yatırım arasında, yukarıda bahsedilen ilişkiyi inceleyen çalışmaların en başında Feldstein ve Horioka (1980)'in uluslararası sermaye serbestliğinin derecesini test ettiği çalışmaları gelmektedir. Feldstein ve Horioka (1980) yaklaşımını aşağıdaki model ortaya koymaktadır:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = a_t + b_t\left(\frac{S}{Y}\right)_i + u_t \qquad (1)$$

Burada I, toplam yurtiçi yatırımları, S, toplam yurtiçi tasarrufları ve Y, GSMH'yı göstermektedir. Feldstein ve Bacchetta (1989) bu denklemdeki β katsayısını, yurtiçi yatırımı finanse etmek için ekonomide tutulan tasarruf oranını gösterdiğinden tasarruf tutma katsayısı (saving retention coefficient) olarak tanımlamışlardır[1]. Buna göre eğer sermayenin akışkanlık derecesi güçlü ise, yatırım oranı ile tasarruf oranı arasındaki ilişki zayıf olacaktır. Hatta sermaye tam hareketli ise, yatırım oranı ile tasarruf oranı arasında herhangi bir ilişki olmayacaktır. Açık ekonomiler için geçerli olabilecek bu durum, yurtiçi yatırımların uluslar arası sermaye piyasaları aracılığıyla finanse edilmesinin bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır, çünkü yurtiçi tasarruflar uluslar arası düzeyde en yüksek getiriye doğru yönelecektir. Dolayısıyla da yatırımlar ile tasarruflar arasındaki ilişki kaybolacaktır. Hatta kapalı ekonomilerin olduğu bir ortamda, yatırım oranı ile tasarruf oranı arasındaki birebir ilişki söz konusu olacaktır. Sermaye hareketliliğinin olmaması ya da zayıf olması tasarrufların yurtiçinde değerlendirilme zorunluluğundan dolayı, yatırım ile tasarruf arasındaki güçlü bir ilişki ortaya koyacaktır. Bu açıklamalar ampirik çerçevede ele alınacak olursa, (1) no'lu denklemde β katsayısının tahmin değeri önem kazanmaktadır. Yatırım-tasarruf ilişkisi ne kadar zayıfsa katsayı sıfır değerine o kadar yakın olacaktır. Ancak ilişki güçlendikçe katsayı bir değerine doğru yaklaşacaktır. Feldstein ve Horioka (1980) 16 OECD ülkesi için 1960-1974 dönemine ilişkin yatay kesit regresyon analizi sonucunda β=1 hipotezini reddedememiştir. Diğer bir ifadeyle, yurtiçi yatırım oranı ile yurtiçi tasarruf oranı arasında güçlü bir ilişki bulmuş ve sermayenin hareketli olmadığı sonucuna varmıştır. Dolayısıyla β katsayısı, uluslararası sermaye hareketliliğinin bir ölçütü olarak yorumlanmıştır.

Feldstein ve Horioka (1980), 16 OECD ülkesinin 1960-1974 dönemine ilişkin yatay kesit verilerini kullanarak yukarıdaki regresyonu tahmin etmişlerdir. Sermaye hareketliliğinin mükemmel olduğu bir dünyada, yatırımlar dış tasarruflarla finanse edilebileceğinden, yatırımlar tasarruflar arasındaki ilişki zayıf olacaktır. Feldstein ve

[1] Bu konuyla ilgili yazındaki çalışmalarda ilgili katsayı yatırım-tasarruf korelasyonu ya da ilişkisi, tasarruf katsayısı, tasarruf tutma katsayısı gibi değişik şekillerde adlandırılmaktadır (Ayrıntılı bilgi için bkz. Obstfeld ve Rogoff,1996, s.162-163). Bu çalışmada ise, söz konusu katsayı metin içerisinde birbirinin yerine geçecek şekilde aynı anlamda kullanılmıştır.

Horioka (1980), sermaye denetimlerinin azaltıldığı ve dalgalı kur rejiminin uygulandığı bir döneme ait OECD ülke veriler ile yaptığı çalışmada, yurtiçi yatırım ile yurtiçi tasarruf arasındaki güçlü bir pozitif ilişki elde etmiştir. Bu durum, tam sermaye hareketliliğiyle birlikte artan finansal bütünleşmeden beklenen sonucunun (yurtiçi yatırımlar ile yurt içi tasarruflar arasında ilişkinin zayıflayacağı) gerçekleşmediğini göstermektedir. Yatay kesit regresyon analizi sonucunda tahmin edilen β katsayısı 0.89 bulunmuştur. Yazarlara göre yurtiçi tasarruf oranının katsayısının sıfıra yakın çıkması, yurtiçi tasarruflar ile yurtiçi yatırımlar arasında ilişki olmadığını; buda sermaye hareketliliğinin varlığını gösterecektir. Aksi takdirde bu katsayının birim değere yakın çıkması yurtiçi tasarruflar ile yurtiçi yatırımlar arasındaki ilişkinin varlığını ve bu durumda da sermaye serbestliğinin olmadığını gösterecektir. Yaptıkları çalışmada yazarlar, yukarıdaki sonucu düşük dereceli sermaye hareketliliğinin göstergesi olarak sunmuşlar ve OECD ülkeleri için kuramsal bir temele dayandırarak, tasarruf ile yatırım oranları arasında bir ilişki olduğunu ve bu yüzden sermayenin hareketli olmadığını ifade etmişlerdir (Murthy, 2009, s.177). Dışa kapalı bir ekonomide yatırımlar tasarruflarla finanse edilmek durumundadır. Ancak bir kısım yatırımın dış tasarruflarla finanse edilebilir olmasından dolayı tasarruf ve yatırım birbirinden bağımsız bir şekilde hareket edebilir. Bu yüzden Feldstein ve Horioka (1980)'a göre yatırım ve tasarruflar arasında güçlü bir ilişki ortaya çıkmışsa, sermaye hareketli olmayabilecektir. Feldstein ve Horioka (1980) çalışmasında, tasarruf yatırım ilişkisinin bu kadar yüksek olması hesaplamaya dahil edilmeyen bir değişkenin etkili olup olmadığı sorusunu gündeme getirmiştir. Nüfus artışı, tasarrufların dışsal bir belirleyicisi olarak hesaplamaya dahil edildiğinde β katsayısının pek de değişmediği görülmüştür. Öte yandan ekonominin dışa açıklığının bir göstergesi olarak dış ticaretin GSYİH içindeki payı denkleme dahil edilmiştir, ancak Dolayısıyla, tasarruf-yatırım ilişkisinin, ülkeden ülkeye değişmekle birlikte, ülkelerin büyüklüğü ve dış ticaretin öneminden etkilendiğine dair kanıt bulunamamıştır.

Feldstein ve Horioka (1980)'in yatay kesit regresyon sonuçlarından elde edilen bulgular, literatürde tasarruf ve yatırımların korelasyonu ve sermaye hareketliliği ile bağlantısı konusunda büyük bir tartışma başlatmıştır. Bu çalışmanın ulaştığı sonuçlar uluslararası iktisat yazınında Feldstein-Horioka Paradoksu (Feldstein-Horioka Puzzle) olarak yer etmiştir. Çünkü uluslararası sermaye piyasası birbiriyle bütünleşirken böyle bir sonucun çıkması şaşırtıcı bulunmuştur. Feldstein ve Horioka (1980) tarafından

ortaya koyulmuş bu sonuç tartışmanın tetiklenmesine yol açmıştır. Zira iktisatçılar arasında kabul gören ortak bir görüşe göre, özellikle 1970 sonrası dönemde gelişmiş ülkelerin başını çektiği birçok ülkede, yurtiçi ve uluslararası finans piyasalarında gerçekleşen düzenlemeler sonucunda finansal bütünleşme sürecinin hızlandığı gözlenmektedir. Dolayısıyla serbest döviz kuru uygulamalarından bu yana finansal bütünleşmenin yüksek olması ve giderek de artmakta olmasından dolayı uluslararası sermaye hareketliliğinin de yüksek olması varsayılmaktadır. Zira OECD ülkelerinin finansal piyasalarındaki artan bütünleşme eğilimi, sermaye kontrolünün kaldırılması, mevcut hazır bilgiye her an ulaşılması ve finansal piyasaların deregülasyonu ile birlikte bu ülkeler arasındaki mevcut faiz oranı farklılıklarının bulunması Feldstein ve Horioka (1980)'nın bulgularıyla çelişmektedir. 1983 yılında Feldstein ve Horioka OECD ülkeleri için verilerini genişleterek modellerini tekrar test etmişler ve hipotezlerinin geçerliliğini burada da kanıtlamışlardır (Murthy, 2009, s.178). Diğer taraftan, hipotezin öngördüğünün tersine tasarrufların ve yatırımların birbiriyle ilişkisiz olması ise, yüksek sermaye akışkanlığı ve Ricardocu denkliğin geçerli olmadığı anlamına gelir. Bu durum kamu tasarrufları (bütçe açığı) ve dış ticaretin birlikte hareket etmesini sağlayarak ikiz açığın oluşmasına neden olmaktadır (Krugman ve Obstfeld, 2006, s. 285-291; Fidrmuc, 2003, s.136-137). Zira tam sermaye hareketliliğinde bile sermaye ve yatırımların birbirleriyle ilişkili olabileceği ilgili yazında hala tartışılmaktadır.

Feldstein ve Horioka (1980) tarafından elde edilmiş olan bulgular sermaye hareketliliği, finansal bütünleşme ve dışa açıklık derecesi üzerine bir tartışma doğmasına vesile olmuştur. Zira özellikle gelişmiş ülkelerde sermaye piyasalarının oldukça bütünleşik olduğu görüşü bu sonuçlara ciddi bir kuşkuyla yaklaşılmasını sağlamıştır. Böylece, OECD ülkelerinin başını çektiği birçok değişik ülke için, çeşitli zaman aralıklarında, değişik ekonometrik yöntemler kullanılarak birçok çalışma yapılmıştır. Feldstein-Horioka paradoksunu, analizlerde dikkate alınması gereken bir makroekonomik değişkenin gözden kaçırılmış olabileceği düşüncesinden hareketle açıklamayı amaçlayan pek çok çalışma yürütülmüştür. Yapılan bu çalışmalarda Feldstein ve Horioka (1980) yaklaşımı birçok açıdan eleştirilmiş ve son zamanlarda tam sermaye hareketliliğinde bile tasarruf ve yatırımların birbiriyle ilişkili olabileceği tartışılmaya başlanmıştır. Bu eleştirilerden ilki modelin reel faiz paritesinin geçerli olacağını varsaymasıdır. Ayrıca, gelir büyüme hızı (Obstfeld, 1986, s.55-103) veya ticarete konu olmayan malların varlığı (Murphy,1986, s.1081-95; Wong, 1990, s. 60-74)

yatırım ve tasarrufu aynı anda etkileyebilmektedir. Ülke büyüklüğü, tasarruf ve yatırımların içselliği, ticari olmayan malların varlığı gibi faktörler ülkelerdeki tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkinin derecesini etkilemektedir.

#### 2.1.2.1. Ülke Büyüklüğü

Feldstein ve Horioka (1980) öncü çalışmalarında, β katsayısının yüksek çıkmasına ülke büyüklüğünün etkili olmuş olabileceği üzerinde de dururarak ülke büyüklüğünü temsilen GSMH'nin logaritmasını alıp bunu (1) nolu denklemde tasarruf katsayısı ile etkileşimini koyarak tahmin etmişlerdir. Ancak, yazarlar çeşitli dönemler için yapılan tahminlerde ülke büyüklüğünün elde edilen bulguları etkilemediği sonucuna varmışlardır. Daha sonraları Harberger (1980), Tobin (1983), Murphy (1984) ve Obstfeld (1985) gibi çalışmalarla birlikte ülke büyüklüğünün etkisine ilişkin tartışma yeniden ele alınmıştır. Harberger (1980)'da ülkenin dış dünya ile ekonomik ilişkide bulunma ihtiyacı ile söz konusu ülkenin büyüklüğü arasında ters orantılı bir ilişkinin varlığına işaret edilmekte, ancak çalışmada bu yönde bir ampirik test yapılmamıştır.

Murphy (1984,s.327-342) yaptığı çalışma ile ülke büyüklüğünün sermaye hareketliliği derecesini etkilediğini ortaya koymuştur. Yazar gayrisafi milli hasıla (GSMH) bazında ele alındığında, β katsayısının ülke büyüklüğüne duyarlı olduğunu belirtmiş ve bu neden dolayı Feldstein ve Horioka (1980) bulgularının genelleştirilemeyeceğini ileri sürmüştür. Ayrıca küçük ekonomilerin dünya faiz oranlarını ve fiyatları etkileme gücü bulunmadığını, ancak güçlü ekonomilerin bu özelliğinin olduğunu vurgulamıştır. Dolayısıyla, sermayenin tam hareketliliği durumunda bile tasarruf yatırım ilişkisinin birim değere doğru yaklaşacağını ifade etmiştir. 17 OECD ülkesini ele aldığı çalışmasında yazar ülkeleri iki gruba ayırmıştır. En çok gelişmiş 7 ülkeyi ele alarak yaptığı çalışmada tasarruf tutma katsayısını 0.98 olarak hesaplamıştır. Ancak, daha az gelişmiş 10 ülke için tasarruf tutma katsayısını 0.59 olarak bulmuştur. Bu nedenle, her iki ülke grubu için tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkinin aynı olduğunu söyleyen hipotezi reddetmiştir. Analiz sonucunda küçük ülkedeki ilişkinin büyük ülkedekine göre daha küçük çıktığı sonucuna varmıştır. Harberger (1980, s.334-337) ise güçlü ekonomilerin yatırım projelerinin büyük bir kısmını yurtiçi tasarruflardan finanse etmekte olduğunu, dolayısıyla dışarıdan borçlanmaya çok da fazla ihtiyaç duymadığını belirtmiştir. Baxter ve Crucini (1993,

s.416-436) iki ülkeli standart tek sektörlü genel denge modeli oluşturarak yaptıkları çalışmada tasarruf-yatırım ilişkisinin ülkelerin göreli gelişmişliklerinden pozitif olarak etkilendiği, bir başka ifadeyle ülkenin gelişmişlik derecesi arttıkça söz konusu ilişkinin güçlendiği sonucunu elde etmişlerdir. Ayrıca, dışsal verimlilik şoklarının var olduğunu ve maliye politikasının pasif olduğunu varsayarak, bu koşullar altında sermayenin hareketliliği ve tasarruflar ile yatırımlar arasındaki güçlü ilişkinin birlikte var olabileceği yorumunda bulunmuşlardır. Dünya faiz oranlarındaki değişimlerin küçük ve açık ekonomileri etkileyen şoklarla ilişkili olduğu çıkarsamasında bulunan yazarlar, bu konuda küçük ve açık ekonomilere dair yapılan varsayımların ampirik olarak geçersiz olduğunu savunmuşlardır. Ayrıca, Baxter ve Crucini (1993) büyük ekonomilerin dünya faiz oranları üzerinde önemli bir etkiye sahip olmasından dolayın değişkenler arasındaki güçlü ilişkinin yüksek sermaye hareketliliği anlamına gelebileceğini ortaya koymuştur. Yazarlara göre, bir ülke ekonomik olarak yeterince gelişmişse, dünya finansal piyasa koşullarını etkileyebilmektedir. Bu ülkelerde, yurtiçi tasarruflarda meydana gelen düşüş, ülkenin faiz oranlarının yükselmesine ve böylece dünyanın her yerinden yatırımları kendisine çekerek diğer ülkelere yapılan yatırımların azalmasına neden olabilmektedir. Bu durum, gelişmiş ülkelerin yurtiçi tasarruflarının ülke içerisinde kaldığını ve sermayenin hareketsiz olduğunu göstermektedir. Ancak, yurtiçi tasarruflar düştüğünde yurtiçi yatırımlar da düşer sonucunu çıkarmak hatalı olacaktır. Şayet, az gelişmiş ülkelerde, gelişmiş ülkelerdeki kadar faiz oranlarında yükseliş ve yatırımlarda düşüş meydana gelirse o zaman o ülkede sermaye hareketliliği düşük olacaktır yorumu yapılamamaktadır. Bu nedenle, gelişmiş ülkelerde gelişmekte olan ülkelere göre daha yüksek bir yatırım-tasarruf ilişkisi olabilir.

Baxter ve Crucini (1993), büyük ülkelerdeki yatırım ve tasarruf ilişkisini, küçük ülkelerinkine kıyasla daha büyük bulmuştur. Büyük ülkelerin yatırım ve tasarruflarında meydana gelen değişiklikler dünya faiz oranlarını etkilemektedir. Bu nedenle, büyük ülkelerin yurtiçi tasarruflarında meydana gelen artış dünya faiz oranlarının azalmasına neden olduğundan tüm ülkelerin yatırımları artmaktadır. Kim (2001, s.1020)'e göre bu sonuç, tasarruf-yatırım ilişkisinin büyük ülkelerde daha yüksek eğilim göstermesinin nedenidir. Yazara göre, ülke büyüklüğü ile β katsayının büyüklüğü arasında herhangi bir ilişki bulunmamaktadır. Şöyle ki, 19 OECD ülkesini GSMH büyüklükleri açısından üç gruba ayırarak 1960-1992 dönemine ait panel verilerle, her grup için ayrı tahmin yapıldığında, β katsayısı "büyük" ülke grubu için 0.84, "orta" büyüklükte ülkeler grubu için 0.76 ve küçük ülkeler grubu için 0.84 olarak tahmin edilmektedir.

### 2.1.2.2. Yurtiçi Tasarruf ve Yatırımların İçselliği

Bir ülkeye yatırım yapılmasını belirleyen faktörler, yurtiçi tasarruflarla ilişkisiz olduğunda ekonometrik olarak bir sorun olmayacaktır. Ancak, sermaye maliyeti gibi yatırım oranını etkileyen herhangi bir ekonomik değişken, muhtemelen yurtiçi tasarruf oranı ile de ilişkili olacaktır. Bu faktörler; gelir, nüfus artışı, gelir düzeyi, reel ücretler ve üretkenlik büyüme oranı gibi değişkenler olabilmektedir. Obstfeld (1985)'e göre, basit bir yaşam döngüsü modeli; tasarruf ve yatırım oranlarının her ikisini birden etkileyen ortak faktör olarak nüfus artış hızının önemini ortaya koyabilmektedir. Bu iki oran, ilişkisiz olsa bile birlikte hareket etme eğilimindedir. Dışa açık küçük bir ekonomiyi ele alarak tüketicilerin yaşam döngüsünü iki döneme ayırdığımızı düşünelim. Bunlardan ilki çalıştıkları dönem, ikincisi ise emekli oldukları dönemdir. Firma belirli fiyatlar ve faiz oranında ürün çıktıları sağlarken, herhangi bir tüketici hayat boyunca elde edeceği faydayı maksimize etmektedir (Amornthum, 2003, s.5).

$$\underset{C_t, C_{t-1}}{Max}\, u(C_t) + b\, u(C_{t-1}) \text{ bu da } C_t + \frac{C_{t-1}}{(1+r^*)} \leq w \tag{2}$$

ve

$$\underset{K_t, L_t}{Max}\, F(K_t, L_t) - (r^* + d)K_t - wL_t \tag{3}$$

burada $u$: fayda fonksiyonunu, $C_t$: t dönemdeki tüketimi, $\beta$: zaman tercihi oranını, $F$: üretim fonksiyonunu, $K_t$: sermayeyi, $L_t$: işgücünü, $r^*$: dünya faiz oranını, $\delta$: amortisman oranını ve $w$: ücreti göstermektedir. Denklem (3)' de $u$ 'nun logaritmik biçimi ele alınmıştır. $\beta$ ise $1/(1+ r^*)$ 'ye eşittir ve üretim fonksiyonu; ölçeğe bağlı sabit verim ile Cobb-Douglas biçimindedir. Nüfus artış hızı "n" ile gösterilsin. Çıktı için ayrılan sermaye payı "α" olarak belirlensin. Bu durumda tasarruf sadece, çıktı ve tüketim arasındaki farka eşit olacaktır. Yatırım ise, yakın dönemler arasındaki sermaye farkıdır. Denge durumunda ürün başına tasarruflar $n(1-\alpha)$ $[(1+ n)(2 + r^*)]$, ürün başına yatırım ise $n\alpha/(r^* + \delta)$ olacaktır. Nüfusun büyüme oranı "n" arttığı zaman her ikisinin de artmakta olduğu görülmektedir. Bu sonuç, tam sermaye hareketliliğinin olmadığı durumda bile yatırım ve tasarruf oranlarının birbiri ile birlikte ilişkili olabileceğini göstermektedir. Feldstein-Horioka yaklaşımında, bu örnekteki nüfus artış hızı gibi yatırım ve tasarrufu etkileyen ortak faktörler dikkate alınmamıştır.

### 2.1.2.3. Ticarete Konu Olmayan Mallar

Murphy (1986, s.1081-95), yatırım ve tasarruf ilişkisinde meydana gelen değişikliklerden sonraki beklenmeyen üretkenlik bozukluğunun ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki göreli sermaye-işgücü faktör yoğunluklarına bağlı olduğunu göstermiştir. Herhangi bir sektörde pozitif üretkenlik şoku meydana gelirse, ticarete konu olmayan sektör sermaye yoğun olduğunda tasarruf ve yatırım birlikte hareket etme eğiliminde olacaktır. Wong (1990, s.60-74) ise tam sermaye hareketliliğinin karşılaşıldığı dışa açık ekonomilerde yatırım ve tasarruf arasında pozitif ilişki olduğunu göstermeye çalışmıştır. Ancak, bu varsayımlar ticarete konu olan ve olmayan mallar arasında farklı faktör yoğunlukları için güvenilir değildir. Yazar, Feldstein-Horioka'nın ortaya koyduğu yatırım ve tasarruf regresyonuna dayanan sermaye hareketliliği derecesini yeniden incelemiş ve ticarete konu olmayan malların varlığının, güçlü bir yatırım-tasarruf ilişkisi için etkili olabileceğini öne sürmüştür. Yurtiçi yerleşikler, ticarete konu olmayan mallara ek olarak ticarete konu olan malları tükettiği sürece, tasarruf oranlarındaki artış, gelecek dönemlerdeki tüketimlerinde ve servetlerinde artış meydana getirecektir (Gülay, 2008, s.29-30).

Sermaye akımlarının ve finansal bütünleşmenin derecesinin ölçümünde kullanılan Feldstein-Horioka yaklaşımı literatürde iki farklı eleştiriye maruz kalmıştır. Bunlardan ilki, farklı yöntemler (Mamingi, 1997, s.605-626; Leachman, 1990, s.23-39) ve farklı veri seti (Sinn, 1992, s.1162-70; Taylor,1994, s.4) kullanıldığında iki seri arasında zayıf bir ilişkinin ortaya çıktığıdır. İkincisi, yatırım ve tasarruf arasındaki güçlü ilişkiye farklı yorumlamalar getirilmesidir (Apergis ve Tsoumas,2009, s.70-72). Yukarıdaki tartışmalardan da görülmektedir ki, yurtiçi yatırımlar ile tasarruflar arasındaki uzun dönemli ilişkiyi temsilen β katsayısı üzerine elde edilen sonuçlar, sermayenin uluslararası hareketliliği bağlamında, Feldstein ve Horioka (1980) bulgularını netleştirememiştir. Ancak son yıllarda oldukça kabul görmekte olan yeni bir görüş ise, (1) no'lu denklemdeki β katsayısının sermayenin hareketlilik derecesinden ziyade cari işlemler hesabının sürdürülebilirliği ile ilgili olduğu iddiasıdır. Bu yönde yapılan çalışmalardan Tesar (1991, s.55-78), Husted (1992, s.159-166), Coakley vd. (1996, s.620-627), Jansen (1996, s.749-781), Jansen ve Schulze (1996, s.116-132) ve Moreno (1997, s.837-63) yatırımlar ile tasarruflar arasında uzun dönemli güçlü bir ilişkinin varlığının, sermayenin uluslararası hareketliliği konusundan çok, cari işlemler

açığının sürdürülebilirliği ile alakalı olduğunu ileri sürmüşlerdir. Nitekim yatırımlar ile tasarruflar arasındaki fark cari işlemler dengesini vermektedir. Eğer her iki değişken I(1) yapısında ise, aralarındaki farkın durağan olması değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisini ortaya koyacaktır. Dolayısıyla yatırımlar ile tasarruflar arasındaki birim katsayılı bir eşbütünleşme ilişkisi, cari işlemler açığının durağan olması anlamına gelecektir.

Uluslararası ticari politikalar, ihracat ve ithalatın niteliğinden başka, cari hesap dengesi dinamikleri, tasarruflar ve yatırım hakkında ekonomik aktörlerin kararlarını yansıtmaktadır. Milli gelir ve ödemeler dengesi hesaplarından yola çıktığımızda, cari hesap dengesi tasarruf ve yatırım arasındaki farka eşittir. Milli hesap özdeşliğine göre, Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla, toplam harcamalara aynı zamanda özel sektör tasarrufu, net vergi geliri ve net transfer ödemelerinin toplamına eşittir (Taylor, 2002, s.727).

$$Y = C + I + G + (X - M) = C + S^P + T + NTP \quad (4)$$

Burada *Y*, Gayri Safi Yurtiçi Hasılayı; *C*, tüketimi; *I*, yurtiçi yatırımı; *G*, kamu harcamalarını; *(X−M)* net ihracatı; $S^P$, özel tasarrufları; *T*, vergi gelirini ve *NTP*, net transfer ödemelerini göstermektedir. Aynı zamanda, cari denge[2] aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$CA = S \tilde{-} I \quad (5)$$

Denklem (1), (5) nolu denklemde yerine koyularak düzenlendiğinde;

$$(CA/Y)_i = -\alpha + (1-\beta)\,(S/Y)_i + u_i \quad (6)$$

(6) nolu denklik elde edilir. Eğer CA/Y, durağan bir seri ise ve yurtiçi tasarruf oranları, (S/Y), durağan değilse o zaman yatırım-tasarruf ilişkisi, (β), bire eşit olmalıdır. Tasarruf tutma katsayısının bir olması, yurtiçi tasarruf oranındaki değişimler ile ülkenin uluslararası ödemelerindeki değişimler arasında bir ilişki olmadığını ifade etmektedir. Aynı zamanda, CA/Y'nin ve yurtiçi tasarruf oranlarının durağan seriler olması, ülke ekonomisi ile uluslararası sermaye piyasalarının bağlantılı olduğunu göstermektedir. Bu

[2] $C + S^P + T + NTP = C + I + G + (X - M) \Rightarrow S^P + T - G = I + (X - M) - NTP \Rightarrow (S^G = T - G)\ S^P + S^G = I + (X - M) - NTP \Rightarrow S - I = (X - M) + NTP \Rightarrow S - I = CA.$
Not: $S^G$: Kamu kesimi tasarrufu, CA: Cari denge, NTR: Net transfer ödemeleri.

durum, yurtiçi yatırımların yurtiçi tasarruflarla finanse edildiğine işaret etmektedir. Buna karşılık, cari hesap dengesi ve yurtiçi tasarrufların durağan seriler olmaması yatırım-tasarruf ilişkisinin diğer adıyla tasarruf tutma katsayısının birden farklı olduğunu söylemektedir. Bu yüzden, yatırım ve tasarruf oranları arasında uzun dönemli güçlü bir ilişki söz konusu değildir. Bu sonuca göre, ülkenin uluslararası sermaye piyasalarına bağlantılı olduğu söylenebilmektedir.

Feldstein-Horioka modelinde yer alan değişkenlerin durağan olmama olasılığından dolayı zaman serisi analizine dayanan önemli çalışmalardaki ana düşünce, yatırım ve tasarruf oranları arasında uzun dönemli bir ilişkinin (eşbütünleşme) olabileceğidir. Bu ilişkiyi Sinn (1992, s.1165), uzun dönem borç ödeme gücü kısıdının (long-run solvency constraint)[3] gerçekleştirilmesini öne süren çalışmasında tanımlamıştır. Diğer yandan, Taylor (2002, s.725-748) dönemler arası bütçe kısıtı ve cari hesabın durağanlığı arasındaki bağıntıyı bir model çerçevesinde göstermiştir. Tasarruf ve yatırım oranlarının bütünleşme derecesi ve GSYİH'nın payı olarak cari hesap oranının bütünleşme derecesini birim kök testiyle test etmiştir. Son olarak, VECM (Vektör Hata Düzeltme) yöntemi ile aşağıdaki modeli tahmin etmişlerdir.

$$\begin{pmatrix}\Delta S_t\\ \Delta I_t\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}a_t\\ a_i\end{pmatrix}+\sum_{j=1}^{p}\begin{pmatrix}b_{j,s,s} & b_{j,s,i}\\ b_{j,i,s} & b_{j,i,i}\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\Delta S_{t-j}\\ \Delta I_{t-j}\end{pmatrix}+\begin{pmatrix}g_s\\ g_i\end{pmatrix}CAR_{t-1}+\begin{pmatrix}e_{s,t}\\ e_{i,t}\end{pmatrix} \tag{7}$$

burada S tasarrufların, I yatırımların, CAR ise cari hesabın GSYİH'ya oranı olup $\varepsilon_{s,t}$ ve $\varepsilon_{i,t}$ ise hata terimlerini göstermektedir. Yukarıdaki model aynı zamanda aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir.

$$\Delta CAR_t = a_{ca}+\sum_{j=1}^{p}\left(b_{j,s,s}-b_{j,i,s};b_{j,i,i}\right)\begin{pmatrix}\Delta S_{t-j}\\ \Delta I_{t-j}\end{pmatrix}+g_{ca}CAR_{t-1}+e_{ca,t} \tag{8}$$

Burada, $\alpha_{ca}= \alpha_s - \alpha_i$; $\gamma_{ca}= \gamma_s - \gamma_i$ ve $\varepsilon_{ca}= \varepsilon_s - \varepsilon_i$'dir. Cari hesabın uzun dönemli uyarlama hızı $\gamma_{ca}$'ya eşittir. Bu değer göreceli olarak, yatırım ($\gamma_i$) ve tasarruf ($\gamma_s$) oranlarının uyarlama hızlarına bağlıdır. Burada, $\gamma_{ca}$'nın yüksek değeri yatırım ve tasarruf ilişkisinin

[3] Birçok çalışma, yatırım ve tasarruf oranlarının birinci dereceden bütünleşik olduğunu göstermiştir. Ancak, cari işlem hesabının GSYİH'ya oranı (CAR), tasarruf oranları ile yatırım oranları arasındaki farka eşittir. CAR=S-I. Uzun dönem borç ödeme gücü kısıdı CAR'ın durağan olması gerektiğini ifade etmektedir. Bu nedenle, S ve I birinci dereceden bütünleşik serilerdir.

bire yakın tahminine denk gelirken tam tersi, $\gamma_{ca}$'nın düşük değeri yatırım ve tasarruf ilişkisinin sıfıra yakın tahminine denk gelmektedir. Bu sonuç, modelde yer alan değişkenler arasındaki eşbütünleşme bağıntısına rağmen finansal bütünleşme derecesinin belirlenmesinin iyi bir göstergesi olarak Feldstein-Horioka yaklaşımı ile uyumludur (Taylor, 2002, s.738).

Öte yandan Jansen ve Schulze (1996) ile Jansen (1996), tasarruf ve yatırımlar arasındaki ilişkinin tespitinde zaman serilerinin kullanıldığı modellerin spesifikasyonunun yanlış olduğunu, kesit verilerinin kullanıldığı modellerin ise dinamik unsurları dikkate almadıkları için eksik olduklarını öne sürmüşlerdir. Yazarlar, Davidson vd. (1978) ve Banerjee vd. (1993)'nin geliştirdiği hata düzeltme modelinin bu amaçla kullanılabileceğini göstermişlerdir. Coakley vd. (1996, s.620-627) ve Jansen (1996, s.749-781), Banerjee vd. (1993)'nin yaklaşımından hareketle sermaye hareketliliği ve cari hesap dengesi arasındaki ilişkiyi anlamada ekonometrik olarak en uygun yöntemin hata düzeltme modeli olduğunu göstermişlerdir.

Banerjee vd. (1993), değişkenlerin durağanlık özellikleriyle ilgili herhangi bir kısıt getirmeyen gecikmesi dağıtılmış (ARDL) modelden hareketle hata düzeltme modelini oluşturmuşlardır. Bu yaklaşımdan hareketle, yatırım (I) ve tasarruf (S) değişkenleri bağlamında temel ARDL (1,1) modeli şu şekilde gösterilebilir:

$$I_t = a_0 + a_1 I_{t-1} + b_0 S_t + b_1 S_{t-1} + e_t \tag{9}$$

İlk aşamada bu ifadede bağımlı değişkenin farkı alınır;

$$\Delta I_t = a_0 + (a_1 - 1) I_{t-1} + b_0 S_t + b_1 S_{t-1} + e_t \tag{10}$$

Daha sonra eşitliğin sağ tarafına $\beta_0 S_{t-1}$eklenir ve çıkarılırsa,

$$\Delta I_t = a_0 + (a_1 - 1) I_{t-1} + b_0 \Delta S_t + (b_0 + b_1) S_{t-1} + e_t \tag{11}$$

Eşitliğine ulaşılır bu eşitliğinde sağ tarafına $(\alpha\text{-}1)\ S_{t-1}$ terimi eklenir ve çıkarılırsa son olarak aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$\Delta I_t = a + b\,\Delta S_t + g(S_{t-1} - I_{t-1}) + d\,S_{t-1} + e_t \tag{12}$$

Burada $\gamma = (\alpha_1 - 1)$, $\beta = \beta_0$, $\alpha = \alpha_0$, ve $\delta = \beta_1 - \beta_0 + \alpha_1 - 1$, olarak gösterilmektedir. Jansen (1996, s.760) yatırım ve tasarrufların uzun dönem bütçe kısıdının bir koşulu olarak birbirine bağlı olduğunu öne sürmektedir. Jansen (1996) yatırım ve tasarrufların (1,-1)

eşbütünleşim vektörüyle eşbütünleşik olduğunu varsaymıştır. Şayet β=0 ön savı reddedilirse kısa; γ=0 ön savı reddedilirse uzun dönemli bir ilişki vardır. Uzun dönemde yatırım ve tasarruf aşağıdaki eşbütünleşme ilişkisine sahip olacaktır.

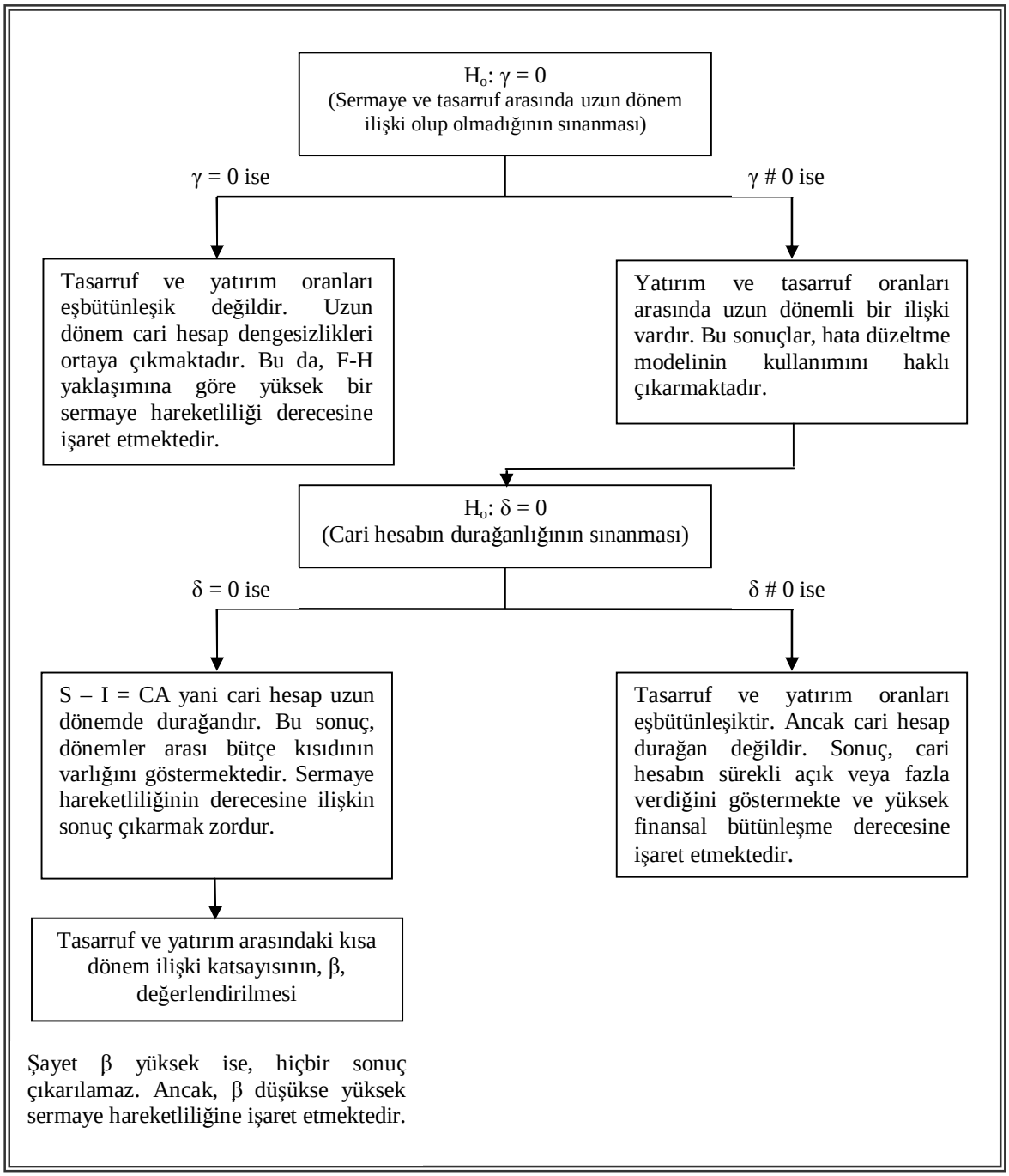
$$a + g(\bar{S} - \bar{I}) + d(\bar{S}) = 0 \tag{13}$$

Burada değişkenlerin üzerindeki çizgiler uzun dönem değerleri olduğunu göstermektedir. $(1 + d/g, -1)$ terimi eşbütünleşme ilişkisini vermektedir. Buna göre, δ=0 olursa cari denge, $(\bar{S} - \bar{I})$, durağan ve –α/γ eşit olacaktır.

$$\Delta I_t = a + b\,\Delta S_t + g(S_{t-1} - I_{t-1}) + d\,S_{t-1} + e_t \tag{14}$$

Yukarıdaki modelin tahmininde üç parametre önemlidir. Bunlardan birincisi değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkiyi temsilen, β; uzun dönem ilişkiyi temsilen γ, ve de cari hesabın durağanlığını temsilen δ katsayılarıdır.

Modelde eşbütünleşme ilişkisi yoksa yatırım ile tasarruf arasında uzun dönem ilişkisi mevcut değildir. Bu durum ise sermaye hareketliliğinin olduğu anlamına gelmektedir. Ancak γ parametresi istatistiksel olarak sıfırdan farklı değilse, yani eşbütünleşme ilişkisi varsa, bu durum sermaye hareketliliğinin olmadığı anlamına gelmektedir. Çünkü model sermaye hareketliliği varsayımına dayanmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı halinde, (14) nolu denklemdeki diğer iki parametrenin (α ve δ) istatistiksel açıdan anlamlılığı önem kazanmaktadır. Bu model çerçevesinde γ parametresi, önceki dönemde yatırımlar ve tasarruflar arasındaki farka, yatırımların uyarlanma hızını verir ve cari işlemler hesabının sürdürülebilirliğinin belirleyicisidir. Yani γ parametresi, dış fazla ya da açık veren bir ekonominin dengeye yönelimini gösteren uyum katsayısını temsil etmektedir. δ parametresi istatistiksel açıdan anlamlı ise cari denge, $(\bar{S} - \bar{I})$, durağan olmayacak dolayısıyla uzun dönemde bir sabite yaklaşmayacaktır. Cari dengenin durağan olmaması, sermaye hareketliliği anlamına gelmektedir.




*Şekil 1.* Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli yaklaşımıyla yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkilerin analizi

## 2.2. Yatırım, Tasarruf İlişkisi ve Sermaye Akışkanlığına İlişkin Sorunlar ve Temel Bulgular

Feldstein ve Horioka (1980) takiben Feldstein (1983, s.129-151)'nın OECD ülkeleri için tasarruf ve yatırımlar arasında güçlü bir ilişki bulmasının ardından bu ilişkinin nedenlerini açıklamaya yönelik birçok kuramsal ve uygulamalı çalışma

yapılmış ve çok kapsamlı bir yazın oluşmuştur. Bu yazın kapsamında OECD ülkelerinin başını çektiği birçok değişik ülke için, çeşitli zaman aralıklarında, değişik ekonometrik yöntemler kullanılarak birçok çalışma yapılmıştır.

Başta gelişmiş ülkeler olmak üzere gelişmekte olan ülkeleri de kapsayan birçok çalışma yatırım, tasarruf ilişkisini ilk olarak Feldstein ve Horioka (1980)'nın daha sonraları ise Jansen (1996)'in ortaya attığı model çerçevesinde inceleyerek, sermaye akışkanlığıyla ilgili çıkarsamalarda bulunmuştur. Yatırım ile tasarruf ilişkisi ve sermaye akışkanlığıyla ilgili ilk çalışmalar, yatay kesit daha sonra zaman serilerinden hareketle, tek ya da çok ülkeli olarak yapılmıştır. Ayrıca bu konuyla ilgili ilk çalışmalar her ne kadar gelişmiş ülkeler üzerine olsa da daha sonraki yıllarda gelişmekte olan ülkelerde ele alınmıştır. Bu çalışmalar yatırım, tasarruf ilişkisi ve sermaye akışkanlığını açıklamada iyi bir başlangıç olarak değerlendirilmektedir. Çünkü bu çalışmalardan elde edilen bulgular, yatırım ve tasarruf ilişkisi hakkında modellerden elde edilen genel savlarla ilgili bazı kalıplaşmış gerçekler sağlamaktadır.

Bu konuyla ilgili yapılan çalışmaların analiz dönemleri, kullandıkları ekonometrik yöntemler, modeller ve değişken tanımlamaları ile elde edilen özet bulgular Tablo 1'de özetlenmiştir. İlgili tabloda bu alanda yapılmış önemli görülen çeşitli çalışmaların kısa özetleri sunulmuştur. Tablo 1'de sunulan uygulamalı çalışmaların özeti, yapılacak olan ampirik bir çalışmanın ilgili konuda literatüre katkısı ve mevcut çalışmalardan farkının en iyi şekilde gösterilebilmesi açısından etkin bir araç olarak görülmektedir. Bu açıdan, çalışmada yer verilen kuramsal ve uygulamalı çalışmalar tablosu, bu çalışmanın literatüre olan katkısı ve mevcut çalışmalardan ayrılan yönlerini ortaya koyması açısından önemli olduğu düşünülmektedir.

Tablo 1

*Yatırım, Tasarruf İlişkisi ve Sermaye Akışkanlığına İlişkin Seçilmiş Bazı Uygulamalı ve Kuramsal Çalışmaların Özeti*

| **Yazar(lar)** | **Ülke(ler)** | **Dönem ve Değişken(ler)** | **Yöntem** | **Bulgular** |
|---|---|---|---|---|
| Feldstein ve Horioka (1980) | 16 OECD Ülkesi | - 1960 - 1974,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı<br>(β =0.89) |
| Feldstein ve Bacchetta (1980) | 23 OECD Ülkesi | - 1960 - 1986,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1960–1986: 0.83,<br>1960–1969: 0.85,<br>1970–1979: 0.67,<br>1980–1986: 0.87 |
| Feldstein (1983) | 17 OECD Ülkesi | - 1960 - 1979,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı<br>(β =0.80) |
| Murphy (1984) | 17 OECD Ülkesi | - 1960 - 1980,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı<br>(β =0.85) |
| Dooley vd.(1987) | 14 OECD Ülkesi | - 1960 - 1980,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1960–1973: 0.75<br>1974–1980: 0.74 |
| Bayoumi (1989) | 10 OECD Ülkesi | - 1965 - 1986,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>0.97 |
| Golup (1990) | 16 OECD Ülkesi | - 1960 - 1988,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı<br>(β = 076) |
| Tesar (1991) | 16-23 OECD Ülkesi | - 1960 - 1986,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1960–1986: 0.84,<br>1960–1974: 0.89<br>1975–1986: 0.81 |
| Sinn (1992) | 23 OECD Ülkesi | - 1960 - 1988,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1960–1969: 0.87,<br>1970–1979: 0.82,<br>1980–1989: 0.68 |
| Obstfeld (1995) | 23 OECD Ülkesi | - 1974 – 1990,<br>- Yatay kesit veri<br>- S, I | EKK | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1974–1990: 0.72,<br>1974–1980: 0.87,<br>1981–1990: 0.64 |
| Kim (2001) | 23 OECD Ülkesi | - 1960 - 1992,<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I | Panel GLS | Tasarruf tutma katsayısı<br>(β =0.70) |
| Ho (2002) | 12 OECD Ülkesi | - 1950 - 1992<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I | Panel Eşbütünleşme | Tam sermaye akışkanlığını destekleyecek şekilde eşbütünleşme ilişkisi saptanamamıştır. |
| Ho (2003) | 23 OECD Ülkesi | - 1961 - 1997<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I | Panel Eşik Regresyon | Tasarruf tutma katsayısının ülke büyüklüğüyle doğru orantılı olduğu saptanmıştır. |
| Coakley vd.(2004) | 12 OECD Ülkesi | - 1980:1 - 2000:4<br>- Üçer aylık, Panel veri<br>- S, I | Ortalama Grup Tahmin Yöntemine Dayalı Panel Regresyon | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>Bütün ülkeler: 0.33 |
| Corbin (2004) | 12 OECD Ülkesi | - 1880 - 2001<br>- Yıllık, Zaman serisi<br>- S, I | ARDL Sınır Testi, Jansen ECM | Alt dönemler bazında bazı ülkeler için eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. |

(Tablo 1 Devam)

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Kim vd.(2005) | 11 Güneydoğu Asya Ülkesi | - 1960 - 1998<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I | Panel Eşbütünleşme | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1960–1998: 0.62<br>1960–1979: 0.76<br>1980–1998: 0.42 |
| Bahmani-Oskooee ve Chakrabarti (2005) | 126 Ülke | - 1960 - 2000<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I<br>- Dışa açıklık değişkeni<br>- Ülke büyüklüğü değişkeni | Panel Eşbütünleşme | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>Düşük Gelirli Ülkeler: 0.54<br>Orta Gelirli Ülkeler: 0.58<br>Yüksek Gelirli Ülkeler: 0.63<br>Göreli Olarak Dışa Açık Ülkeler : 0.66<br>Göreli Olarak Dışa Kapalı Ülkeler : 0.69 |
| Adedeji ve Thornton (2006) | 6 Afrika Ülkesi Kamerun, Gabon, Gana, Nijerya, Güney Afrika, Zimbabve | - 1970 - 2000<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I | Panel Eşbütünleşme | Seriler arasında eşbütünleşme saptanmıştır.<br>Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1970– 2000: 0.51<br>1970–1985: 0.58<br>1986–2000: 0.28 |
| Payne ve Kumazawa (2006) | 47 Gelişmekte Olan Ülke | - 1980 - 2003<br>- Üçer aylık, Panel veri<br>- S, I | Ortalama Grup Tahmin Yöntemine Dayalı Panel Regresyon | Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>Bütün ülkeler: 0.36<br>Sahra altı Afrika Ülkeleri: 0.41<br>Latin Amerika Ülkeleri : 0.31<br>Ortadoğu ve Kuzey Afrika Ülkeleri : 0.39 |
| Amirkhalkhali, ve Dar (2007) | 23 OECD Ülkesi | - 1970 – 2003<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I<br>- Dışa açıklık değişkeni<br>- Ülke büyüklüğü değişkeni | Jansen ECM | Ülkeler dışa açıklık derecesine göre 5 gruba ayrılmıştır. Ülkelerin dışa açıklık derecesiyle sermaye akışkanlığı arasında sistematik bir ilişki bulunamamıştır. Ülke büyüklüğünün ise önemli olduğu gözlenmiştir. |
| Murthy (2008) | 14 Latin Amerika ve Karayip Ülkesi | - 1960 - 2002<br>- Yıllık, Panel veri<br>- S, I | Panel Eşbütünleşme | Seriler arasında eşbütünleşme saptanmıştır.<br>Tasarruf tutma katsayısı (β)<br>1960 – 2002: 0.48 |
| Eslamloueyan ve Jafari (2010) | Asya Ülkeleri | - 1990 - 2006<br>- Yıllık, Zaman serisi<br>- S, I, Dışa açıklık değişkeni | Jansen ECM | Ülkeler dışa açıklık derecesine göre kümeleme analizi vasıtasıyla 3 gruba ayrılmış ve her üç ülke grubu içinde cari hesabın durağan olmadığı dolayısıyla sermaye akışkanlığının olduğu saptanmıştır. Ayrıca, kısa dönemde yatırım (I) ve tasarruf ilişki katsayısı 0.23-0.55 arasında bulunmuştur. |

Son zamanlarda yapılan çalışmalarda tasarruf ve sermaye arasındaki güçlü ilişkiye açıklama getirmek için dışa açıklık oranı, ülke büyüklüğü, dış ticaret dengesi, nüfus bağımlılık oranı gibi bir dizi iktisadi değişkenlerden yararlanılmıştır. Bu çalışmanın çerçevesi açısından önemli görülen uygulamalı çalışmalar, farklı açıklayıcı değişkenlerin varlığında yatırım-tasarruf ilişkisinin farklı dinamikler sergilediğini gösteren çalışmalardır. Bu çizgideki çalışmalardan Tobin (1983, s.153-156), Murphy (1984, s.327-342), Baxter ve Crucini (1993, s.416-436), Ho ve Chiu (2001, s.481-491) ve Ho (2003,s.387-396) ülke büyüklüğünü; Coakley vd. (1999, s.632-670), Kasuga (2004, s.371-376), Mamingi (1997, s.605-626), Payne ve Kumazawa (2006, s.610-616)

gibi araştırmacılar ülkenin gelişmişlik düzeyini; Vamvakidis ve Wacziarg (1998) dışa açıklık ve nüfus artışını kontrol değişkenleri olarak analizlerde dikkate almışlardır. Yine de sermayenin hareketlilik derecesini anlamak için yatırım ile tasarruf ilişkisini irdeleyen bu uygulamalı çalışmalar tatmin edici görgül bulgular ortaya koyamamıştır. Yakın zamanlarda Bahmani-Oskooee ve Chakrabarti (2007, s.283-293) düşük, orta ve yüksek gelirli ülkeler olarak sınıflandırdıkları 106 ülkenin panel verilerinden hareketle çalışmalarında tam değiştirilmiş en küçük kareler (FMOLS) yöntemine dayalı eşbütünleşme testiyle tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkiyi dışa açıklık oranı ve ülke büyüklüğünü göz önünde bulundurarak ele almışlardır. Yazarlar, β katsayısını 0.5-0.7 aralığında bulmuşlar ve yüksek gelir grubu ülkelerde bu katsayının düşük gelirli ülkelere nazaran daha yüksek olduğu ve de tasarruf katsayısının dışa açıklık göz önüne alınsa bile çok az değiştiği bulgularına ulaşmışlardır. Bahmani-Oskooee ve Chakrabarti (2007) ülke büyüklüğü ve dış ticarete açıklık oranının etkileri yönünde güçlü bulgular elde etmişlerdir. AmirKhalkhali ve Dar (2007, s.523-541) panel verilerden hareketle Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS) tahmin yöntemine dayalı hata düzeltme modelini kullanarak sermaye akışkanlığı ve ticari dışa açıklık arasında sistematik bir ilişki olmadığı yönünde bir bulguya ulaşmıştır.

Her ne kadar Feldstein ve Horioka (1980) büyük ülkelerin kendi yatırımlarını finanse etmede daha bağımsız olacağını iddia etseler de ülke büyüklüğü ve tasarruf tutma katsayısı arasında anlamlı bir ilişki bulamamışlardır. Feldstein ve Horioka (1980) dışa açıklık oranıyla tasarruf oranının etkileşimini kullanarak dışa daha fazla açık ülkelerde yatırımlar ve tasarruflar arasındaki ilişkinin de zayıf olacağını belirtmişlerdir. Buna göre, şayet yatırım-tasarruf regresyonu sermaye akışkanlığını yansıtıyorsa, o zaman dışa daha açık ülkelerde β katsayısı daha düşük olmalıdır. Ancak yazarlar bu görüşü destekleyen önemli bulgular ortaya koyamamışlardır. Diğer yandan, Murphy (1984, s.327-342), yatırım ve tasarruf verilerinden hareketle yapılan analizlerin zımni olarak sermaye mallarının arz ve talebinin esnekliğinin düşük, fiyatlar seviyesinin sabit ve reel faiz oranının dünya faiz oranınca belirlendiği varsayımlarından hareketle büyük ülkelerin dünya fiyatları ile faiz oranını etkileyebilme gücünün olduğunu dolayısıyla β katsayısının birim değere doğru meyilli olduğunu öne sürmüştür. Yazar, 17 OECD ülkesinin verilerinde hareketle yapmış olduğu çalışmada β katsayını büyük ülkeler için yüksek bulmuştur. Yazar çalışmasında, tasarruf-yatırım ilişkisini gösteren parametre tahmininin, gayrısafi milli hasıla (GSMH) ile ölçülmüş ülke büyüklüğüne duyarlı

olduğunu ve büyük ülkeler için tahmin sonucunun da yukarı doğru eğilimli olduğunu göstermiştir. Feldstein-Horioka yaklaşımının kullanıldığı çalışmada, 10 küçük ülke için ilgili katsayısı ortalama 0.59 bulunmuş iken, 7 büyük ülke için ortalama 0.98 tahmin edilmiştir. Büyük ülkeler göreli olarak yurtiçi tasarrufların uluslar arası yatırımları finanse etme olanağını arttıran daha gelişmiş finansal piyasalara sahiptirler. Ülke büyüklüğünün yatırım-tasarruf ilişkisini nasıl etkilediğini test etmek için birbirlerinden farklı çeşitli yöntemler vardır. Bunlardan birisi de ülke büyüklüğünün etkisini test etmek için yurtiçi çıktıyla nüfusun etkilerini eşik bir model çerçevesinde ele almaktır. Ho (2003) tasarruf oranıyla küçük, orta ve büyük ülkeleri temsil eden kukla değişkenlerin etkileşiminden hareketle eşik bir model kullanarak β katsayısını sırasıyla büyük ülkelerde 0.74, orta büyüklükte ülkelerde 0.44 ve küçük ülkelerde ise 0.31 olarak bulmuştur. Bu çizgide diğer bir çalışmada Ho ve Chiu (2001, s.481-491), ülke büyüklüklüğünü dikkate alan eşik değerli panel regresyon yöntemiyle Türkiye'nin de içinde olduğu 24 ülkenin 1961-1997 dönemini kapsayan verileriyle, genel olarak Baxter–Crucini'nın ülke büyüklüğü hipotezini destekler nitelikte bulgulara ulaşmışlardır. Küçük, orta ve büyük ülkeler şeklindeki sınıflamada, küçükten büyüğe doğru ilişkinin arttığı gözlemlenmiştir. Türkiye'nin de içinde bulunduğu küçük ülkelere ait tahminler istatistiksel açıdan anlamsız bulunmuştur. Bütün bu çalışmalarda dış ticarete açıklık, finansal açıklık ve ülke büyüklüğü gibi değişkenlerin belli bir eşik düzeyde yatırım-tasarruf ilişkisini etkileyeceği öne sürülmüş ve bu değişkenler söz konusu ilişkiye açıklama getirmek için kullanılmışlardır. Bununla birlikte, bu ilişkiyi etkileyebilme potansiyeline sahip önemli bir değişken olan nüfus yaş bağımlılık değişkeni bu çalışmaların çoğunda göz ardı edilmiştir. Bilindiği gibi yurtiçi tasarruflar hanehalkı ve devletin kararları ile şekillenmektedir. Hanehalkı tasarrufları ise büyük ölçüde yaş bağımlılık oranından etkilenmektedir. Bu nedenle bu değişkenin de yatırım-tasarruf ilişkisine açıklama getirmede bir katkısı olabilir. Her ne kadar hane halkının karar alma sürecini modellemek zor olsa da ampirik bulgular nüfus bağımlılığının düşük olduğu ülkelerin muhtemelen daha az cari açık verdiği yönündedir.

Herbertsson ve Zoega (1999, s.227-237) nüfusunun büyük bir kısmını çalışma çağındakilerin oluşturduğu ülkelerin daha yüksek tasarruf oranına sahip olduğunu, düşük nüfus bağımlılık oranına sahip ülkelerin ise tasarruflarını yurtiçi ya da yurtdışı yatırımları finanse etmede kullanabileceğini bu durumunda ülkelerin cari dengelerinde ve dolayısıyla tasarruf-yatırım katsayısında bir değişmeye yol açabileceğini ifade

etmektedir. Diğer yandan, yüksek nüfus bağımlılık oranına ve de emekli sayısına sahip ülkelerin daha düşük tasarrufları olacağını ve likidite kısıdıyla karşı karşıya kalacağını bu durumunda yatırım-tasarruf ilişkisini etkileyebileceğini öne sürmüştür.

Herwartz ve Xu (2010, s.37-54), tasarruf-yatırım ilişkisi ile cari işlemler dengesinin belirleyicilerini bulmak üzere yeni bir yaklaşım ortaya koyarak yarı parametrik bir yöntem izlemişlerdir. Fonksiyonel katsayı modellerinin iki değişkenli olacak şekilde genelleştirilmesi ile elde ettikleri modellerinin, kesit veri heterojenliği, zaman ve faktör bağımlılığı gibi sorunları aşmasını amaçlamışlardır. Bu modelin ayırt edici özelliklerini, tasarruf-yatırım ilişkisini zaman içinde şekillendiren deterministik ve ölçülebilir ekonomik koşulların ayrıca bu koşulların tasarrufyatırım ilişkisi üzerindeki uzun ve kısa vadeli etkilerinin ayırt edilebilmesine imkan vermesi olarak sıralamışlardır. Yedi farklı gruba ayırdıkları 97 ülkeyi 1971-2002 dönemi için inceleyen Herwartz ve Xu (2010), oluşturdukları modelin içsellik sorununa maruz kaldığı görüşü ile ilgili olarak, bu sorunu dikkate almanın elde edilen sonuçları çok fazla değiştirmediğinin gözlendiğini vurgulamışlardır. Yazarlar yaptıkları analizler sonucunda tasarruf ile yatırım ilişkisinin zaman içinde giderek azaldığını ortaya koymuşlardır. Kısa dönemde tasarruf-yatırım ilişkilerinin istikrarlı olduğunu tespit eden Herwartz ve Xu (2010, s.47-52), uzun vadede ise ekonominin dışa açıklık derecesi, nüfusun bağımlılık oranı ve hükümet harcamalarının tasarruf-yatırım ilişkisini etkilediği gözleminde bulunmuş, ayrıca büyük ülke etkisini teyit etmişlerdir. Nüfusun bağımlılık oranının tasarruf-yatırım ilişkisi üzerindeki negatif etkisini Yaşam Boyu Gelir Hipotezi ile ilişkilendirmiştir. Buna göre, çalışmayan nüfusun çalışan nüfusa oranının yüksek olmasının tasarruf oranını düşürücü etkisi olacağını ve bu durumda yurtiçi tasarruflar ile yatırımlar arasındaki ilişkinin azalacağını belirtmişlerdir. Nüfus artış oranının yüksek olması durumunda yaşlı nüfusun tasarruf etmeme eğiliminin etkisinin nispeten düşük olacağına dikkat çeken yazarlar, nüfus artışının tasarruf-yatırım ilişkisine etkilerinin belirgin bir trende işaret etmediğini tespit etmiştir. Tüketim düzleştirme kuramı karar birimlerinin tüketimlerini yaşamları boyunca düzleştirmeye çalıştıklarını öne sürmektedir. Gelir sabit bir akım olmayıp, genç bireyler borçlanma mecburiyetinde kalırken çalışma çağındakiler daha önce almış oldukları borçları geri ödeyecekler ve emeklilik için tasarrufa yönelecekler, emekliler ise daha önceki tasarruflarını tüketeceklerdir. Buna göre şayet bir ülke yüksek bir genç ya da yaşlı nüfus oranına sahipse, cari açık verme ihtimali çok yüksektir.

Kişi başına gelirin tasarruf yatırım ilişkisi üzerindeki etkisini de inceleyen Herwartz ve Xu (2010), gelişmekte olan ülkelerde yurtiçi yatırım oranının yüksek getiri oranları sebebiyle yüksek, yurtiçi tasarruf oranlarının ise yüksek büyüme performansının sonucu olarak düşük olduğunu belirtmiştir. Gelişmiş ülkeler için ise kişi başına gelirin yüksek, buna karşılık yurtiçi yatırım oranının düşük getiri oranları dolayısıyla düşük ve yurtiçi tasarrufların düşük büyüme performansına bağlı olarak yüksek olduğunu hatırlatarak yaptıkları incelemede, gelişmiş ülkeler için bu yönde bulgular saptadıklarını ifade etmişlerdir. Tasarruf-yatırım ilişkisini etkileyen faktörlerin yanı sıra mal ve sermaye piyasalarındaki bütünleşmeyi de ele alan Herwartz ve Xu (2010), bu çerçevede dışa açıklık, faiz paritesi ve büyük ülke etkisini ele almıştır. Bir ülkenin dışa açıklık düzeyini ihracat ve ithalat toplamının GSYH'ya oranı olarak alan yazarlar, söz konusu oranın uzun dönemde giderek arttığı başka bir deyişle ülkelerin dışa açıklık düzeylerinin zaman içinde arttığı sonucunu elde etmiştir. Dış ticarete açıklığın giderek artmasını ise, yurtiçi yatırımların yurtiçi tasarruflarla ilişkisinin giderek azaldığı şeklinde yorumlamışlardır. Sermaye piyasalarının bütünleşmesi açısından ise, reel ve nominal faiz farklarını da inceleyen yazarlar, bir ülkenin reel (nominal) faiz oranı ile dünya reel (nominal) faiz oranı arasındaki farkı gösterge olarak almış ve inceledikleri 97 ülke için reel ve nominal faiz farklarının tasarruf-yatırım ilişkisi üzerinde belirgin bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Herwartz ve Xu (2010) ayrıca pek çok çalışmada ortaya konduğu gibi, bir ülkenin büyük ülke olması dolayısıyla daha yüksek tasarruf-yatırım ilişkisi ile karşı karşıya olduğunu saptamıştır. Bu sonuçları cari işlemler dengesi açısından da yorumlayan yazarlar, nüfusun bağımlılık oranının veya ihracat oranlarının yüksek olduğu ülkelerin dış borç verebilme kapasitesinin yüksek olduğunu buna karşın, hükümet harcamalarının ve ithalat oranlarının yüksek olduğu ülkelerin ise dış borç ihtiyacının yüksek olacağına dikkat çekmiştir. İkinci gruptaki ülkelerde yurtiçi tasarruf ve yatırımlar arasındaki ilişkinin düşük olacağını ve düşük tasarruf-yatırım ilişkisinin cari işlemler açığının yüksek olması ile ilişkili olacağını belirten yazarlar, tasarruf-yatırım ilişkisinin belirleyicilerinin aynı zamanda cari işlemler dengesini de belirlediğinin söylenebileceğini ifade etmişlerdir.

## 2.3. Veri Seti ve Ampirik Yöntem

Literatürde, Feldstein ve Horioka (1980) tarafından yatırım ve tasarruf arasındaki güçlü bir ilişki bulunmasının ardından bu güçlü ilişkiye açıklama getirmek için daha önce de değinildiği üzere bazı değişkenlerden yararlanılmıştır. Bu çalışma da ise nüfus bağımlılık oranı, dışa açıklık oranı, cari denge, ülke büyüklüğü, kişi başına düşen gelir gibi değişkenlerden hareketle seçilmiş OECD üyesi olan ve olmayan ülkelerde bu değişkenlerin yatırım-tasarruf ve sermaye hareketliliğiyle ilişkileri irdelenecektir. Bunun için öncelikle ilgili yazındaki yaygın uygulama takip edilerek yatırım ve tasarrufların uzun dönemde eşbütünleşik olup olmadıkları zaman serileri ve panel verilere dayalı eşbütünleşme testleriyle sınanacaktır. Daha sonra Pesaran, Shin ve Smith (1999)'in geliştirmiş olduğu panel veri tahmin yöntemiyle Jansen (1996) hata düzeltme modeli tahmin edilecektir. Ayrıca yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkiyi etkilediği düşünülen değişkenleri kullanarak bu değişkenlerin eşik bir değere sahip olup olmadıkları Hansen (1999)'in panel eşik regresyon yaklaşımıyla analiz edilecektir.

Analizlerde yurtiçi tasarruf ve yatırım verileri GSYİH'nın oranı olarak ifade edilmiştir. Analiz dönemi Türkiye dışında bütün ülkeler için 1960-2008 dönemini kapsarken Türkiye için 1962-2008 dönemini kapsamaktadır. Analiz verileri IMF-IFS (International Financial Statistics-IMF), World Development Indicators (WDI), OECD ve World Economic Outlook (WEO) veri tabanları ile Taylor (1996)'dan derlenmiştir. Analizde ele alınan ülkeler şunlardır; Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Brezilya, Meksika, Arjantin, İtalya, Japonya, Güney Kore, Hollanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere, Türkiye ve ABD.

### 2.3.1. Zaman Serilerine Dayalı Birim Kök Sınamaları

Analizin ilk aşamasında öncelikle değişkenlerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve PP testlerine göre daha yüksek güce sahip Elliot, Rothenberg ve Stock (1996,ERS) birim kök testleri kullanılmıştır. ERS (1996) çalışmasında ADF-GLS testini geliştirmiş ve veride deterministik bileşenlerin etkisinin var olması halinde gücünün daha yüksek olacağı bir test önermiştir. Bu yöntemde seriler önce ortalama ve deterministik trend bleşenlerinden

arındırılmaktadır. ADF-GLS test istatistiğinin kullanımı, analize tabi tutulan verilerin veri yaratma sürecine bir ortalama ve/veya doğrusal trend olması durumunda ortaya çıkacak hatalı çıkarım ihtimalini en azan indirgemektedir. İlk adımda, bu testte aşağıdaki denklemler vasıtasıyla seriler önce ortalama ve deterministik trendden arındırılmaktadır:

$$\begin{aligned} y_t &= d_t + u_t \\ u_t &= a\,u_{t-1} + v_t \end{aligned} \tag{15}$$

Burada $d_t$ deterministik trend, $v_t$ ise sıfır ortalamalı hata terimlerini göstermektedir (Elliott vd. 1996, s.813). Trendden arındırma,

$$y_t^d = y_t - b^{'} z_t \tag{16}$$

işlemi yardımı ile yapılmaktadır (Elliott vd. 1996, s.824). (2) numaralı denklemde $z_t$ serinin sahip olduğu ortalama ya da trende göre farklı şekil almaktadır. Her iki etkinin de var olması halinde $z_t = (1,t)^{'}$ şeklinde tanımlanırken deterministik trendin olması halinde sadece birlerden oluşmaktadır.

$$\Delta y_t^d = a + a\,y_{t-1}^d + \sum_{i}^{k} b_i \Delta y_{t-i}^d + e_t \tag{17}$$

Bu arındırma işleminden sonra yukarıdaki bilinen ADF testi uygulanmaktadır (Elliott vd., 1996, s.824).

#### 2.3.1.1. Yapısal Kırılmalı Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınaması

Diğer yandan analize konu değişkenler incelenen dönem içerisinde yapısal bir değişikliğe maruz kalmışlarsa, bu yapısal değişiklikleri dikkate almadan yapılan birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar verebilmekte ve testin gücünü azaltabilmektedir. Bu nedenle, çalışmada anılan sakıncayı gidermek için yapısal değişimleri içsel olarak belirleyen Lagrange Çarpanlar (LM) yöntemine dayanan ve birden fazla yapısal değişime olanak tanıyan Lee ve Strazicich (2003, LS) birim kök testinden yararlanılmıştır. Yapısal değişimi içsel olarak saptayan geleneksel birim kök testlerinin temel hipotezinde yapısal değişimin olmadığı varsayılarak kritik değerler belirlenmektedir. Bu testler, birim kökün varlığını gösteren temel hipotezde yapısal kırılma olmadığını varsayarak, kritik değerleri bu varsayıma göre elde ederler. Lee ve Strazicich (2003) bu testlerde kullanılan temel hipotezin alternatifinin yapısal kırılmalı

durağan olmaması gerektiğini ortaya koymuşlardır. Çünkü temel hipotezin alternatifi yapısal kırılmaların var olması şeklinde olabilir, bu ise incelenen seride yapısal kırılmalı birim kökün var olabileceğini gösterir. Diğer bir ifadeyle, temel hipotezin reddi, birim kökün varlığını reddetmeyi gerektirmemekte, yapısal kırılma olmayan birim kökün reddini ifade etmektedir. Bu sonuç, uygulamalı çalışmalarda kullanılan test sonuçlarının yorumlanmasının dikkatli yapılması gerektiğini ortaya koymaktadır. Temel hipotezin reddi araştırmacıları yanlışlıkla gerçekte seriler kırılmalarla birlikte fark durağan iken incelenen serinin yapısal kırılmalı trend durağan olduğunu kabul etmelerine yol açabilir. Lee ve Strazicich (2003) testi iki modele dayanmaktadır. Ortalamadaki yapısal kırılmayı Model A; sabitte ve trenddeki kırılmayı ise Model C ile birim kök sınaması yapmaktadır. LS (2003) testi veri yaratma sürecini şu şekilde ifade etmektedir:

$$y_t = d^{'} Z_t + e_t \,, \qquad \text{burada} \qquad e_t = be_{t-1} + e_t \tag{18}$$

Burada $Z_t$ içsel değişken vektörünü, ε ise hata terimini göstermektedir. Sabitte veyahut ortalamada tek kırılmaya izin veren birim kök testi için Model A, $D_t$, $t \geq T_B+1$ iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alan kukla değişkeni göstermek üzere (18) numaralı denklemde $Z_t$= [1, t, $D_{1t}$]` olur. $T_B$, kırılma zamanını göstermektedir. Ortalamada iki kırılmaya izin veren birim kök testi için Model AA, $D_{jt}$ =1; j =1,2 için $D_t$, $t \geq T_{Bj}+1$ iken 1, diğer durumlarda 0 değerini alan kukla değişkeni göstermek üzere (18) numaralı denklemde $Z_t$=[1,t,$D_{1t,}$$DT_t$]` olur. Sabit terimde ve trendde iki kırılmaya izin veren Model CC'yi elde etmek için j =1,2 olmak üzere $DT_{tj}$, $t \geq T_{Bj}+1$ iken t-$T_{Bj}$ diğer durumlarda 0 değerini alan kukla değişkeni göstermek suretiyle $Z_t$ yerine $Z_t$= [1,t,$D_{1t,}$$D_{2t,}$$DT_{1t,}$$DT_{2t}$]` konulur. Veri yaratma süreci, temel hipotez altında kırılmaları içerirken (β=1); alternatif hipotez (β<1) şeklindedir. LM birim kök test istatistiği, aşağıdaki regresyondan elde edilir:

$$\Delta y_t = d^{'} \Delta Z_t + \Phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \tag{19}$$

Burada, $\tilde{S}_{t-1} = y_t - \tilde{y}_x - = Z_t \tilde{S}_{t-1}, \quad t = 2,....T$ şeklindedir. $d^{'}; \Delta y_t ' nin\ \Delta Z_t$ göre regresyonundan elde edilen katsayılardır. $\tilde{y}_x, y_t - Z_t d$ LM test istatistiği, birim kök temel hipotezini sınayan $t$ istatistiği olan $\tilde{t}$ ile elde edilir. Kırılma zamanlarını belirlemek için $\tilde{t}$ test istatistiğinin minimum olduğu noktalar seçilir: $LM_t = \inf_t \tilde{t}(l)\,.\,T$ gözlemleri, j=1,2 için $TB_j$ kırılma noktasını göstermek üzere $\lambda_i$=T/$TB_j$ şeklindedir.

### 2.3.2. Panel Birim Kök Sınamaları

Birim kök testleri, zaman serileri analizinde uygulamalı araştırmacılar arasında oldukça yaygın kullanılmaktadır. Bununla birlikte, son yıllarda panel veri analizinde de birim kök testleri ilgi görmektedir. Panel birim kök testleri ile ele alınan panel için ortak bir birim kökün varlığı test edilmektedir. Panel veri çalışmalarında kullanılan birim kök testleri yatay kesitler ya da seriler arasında AR süreci üzerinde sınırlama olup olmamasına bağlı olarak iki kısımda incelemek mümkündür. Birinci grupta yer alan Im, Pesaran, Shin (2003) ve Fisher odaklı testler (ADF ve PP testleri gibi), bireysel birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır. Levin, Lin, Chu (2002, LLC); Breitung (2000) ve Hadri (2000) birim kök testleri ise ortak birim kök testleri olarak anılmaktadır. Bu çalışmada, Im, Peseran, Shin (2003, IPS) ve Levin, Lin, Chu (2002) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Panel veri için AR (1) süreci düşünüldüğünde aşağıdaki denklem yazılabilir:

$$y_{it} = r_i y_{it-1} + X_{it} d_i + e_{it} \qquad (20)$$

Burada $1=1,2,...,$ N, $t=l,2,...T_i$ dönemi boyunca gözlemlenen yatay kesit birimlerini ya da serilerini ifade etmektedir. $X_{it}$, herhangi bir sabit etkileri ya da bireysel trendleri içeren modelde dışsal değişken ve $\rho_i$ AR katsayısıdır. $\varepsilon_{it}$'nin sıfır ortalama ve sabit varyanslı normal dağıldığı varsayılmaktadır. Şayet $|\rho_i|<1$ ise, $y_{it}$'nin (trend) durağan olduğu, buna karşılık eğer $|\rho_i|=1$ ise, $y_{it}$'nin birim kök içerdiği söylenebilir. Test amacıyla $\rho_i$ hakkında iki temel varsayım yapılmaktadır. Birincisi, yatay kesitler arasında bu parametrenin ortak olması varsayımıdır (bütün i'ler için $\rho_i=\rho$). LLC (2002), Breitung (2000) ve Hadri (2000) testleri bu varsayımla çalışmaktadır. Diğer bir ifadeyle tüm seriler için ortak bir AR yapısı varsaymaktadırlar. Buna karşılık ikinci varsayım, yatay kesitler arasında $\rho_i$'nin serbestçe değişebilmesidir. IPS (2003), Maddala-Wu (1999), ve Choi (1999) testleri bu varsayımı kullanmaktadırlar. Aşağıda bu çalışmada kullanılan panel birim kök testlerinin açıklamaları yer almaktadır. Panel birim kök testleri ile ilgili temel bilgilerin verildiği bu alt başlıkların yazımında Şimşek (2008, s.228-232), Asteriou ve Hall (2007, s.366-369) gibi çalışmalarda verilen bilgi ve notasyonlardan istifade edilmiştir.

### 2.3.2.1. Levin, Lin ve Chu (2002) Panel Birim Kök Sınaması

LLC (2002) her bir yatay kesit birim için bireysel birim kök sınamalarına nazaran daha güçlü bir panel birim kök sınaması önermektedirler. Sıfır hipotezi her bir bireysel zaman serisinin birim kök içerdiği, alternatif hipotez ise her bir zaman serisi durağandır şeklinde kurulmaktadır. LLC (2002) aşağıdaki biçimde tanımlanan modeli kullanmaktadır (Baltagi, 2005, s. 240):

$$\Delta y_{it} = a\, y_{it-1} + \sum_{j=1}^{r_i} b_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it}^{'} d + e_{it} \tag{21}$$

LLC (2002) testi, üç adımda uygulanmaktadır. İlk adımda, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) regresyonlarından kalıntılar elde edilir. İkinci adımda, kısa dönem standart sapmanın uzun dönem standart sapmaya oranının tahmini yapılır. Son adımda ise, panel test istatistikleri hesaplanarak birim kökün varlığını araştırmak için $\delta = 0$ olup olmadığı sınanır. Burada ortak bir $\alpha=\rho-1$ varsayılmakta, fakat fark terimleri için gecikme uzunluklarına izin verilmektedir. LLC (2002) testinde kullanılan yöntem, standart-laştırılmış, otokorelasyondan ve deterministik bileşenlerden arındırılmış $\Delta y_{it}$ ve $y_{it}$ vekil değişkeninden $\alpha$ tahmini yapmaktadır. Önce belirli bir gecikme sayısında $\Delta y_{it}$ ve $y_{it-1}$, gecikme terimleri $\Delta y_{it-j}$ (j=l,...,$p_i$) ve dışsal $X_{it}$ üzerine regres edilerek iki ek denklem seti elde edilmektedir. Bu regresyonlardan sırasıyla $(\hat{b}, \hat{d})$ ve $(\hat{\beta}, \hat{\delta})$ katsayıları tahmin edilmekte ve bu katsayılar kullanılarak $\Delta\bar{y}_{it}$ ve $\bar{y}_{it-1}$ aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta\bar{y}_{it} &= \Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{r_i} \hat{b}_{ij} \Delta y_{it-j} - X_{it}^{'} \hat{d} \\ \bar{y}_{it} &= y_{it} - \sum_{j=1}^{r_i} \hat{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - X_{it}^{'} \hat{\delta} \end{aligned} \tag{22}$$

Daha sonra hem $\Delta\bar{y}_{it}$ hem de $\Delta\bar{y}_{it}$ regresyonun standart hatasına ($s_i$) bölünerek vekil değişkenler bulunmaktadır:

$$\begin{aligned} \Delta\tilde{y}_{it} &= (\Delta\bar{y}_{it} / s_i) \\ \tilde{y}_{it} &= (\bar{y}_{it} / s_i) \end{aligned} \tag{23}$$

Son olarak da $\alpha$ aşağıdaki denklemden elde edilmektedir:

$$\Delta\tilde{y}_{it} = a\, \tilde{y}_{it-1} + h_{it})$$

LLC (2002) sınamasında temel ve alternatif hipotez şu şekildedir:

$$H_0: \alpha=0$$

$$H_0: \alpha<0$$

LLC (2002) sınaması ortak birim kök vardır temel hipotezini test etmektedir. LLC (2002) yöntemi ortalama standart sapma oranında kullanılan kernel seçimlerini ve her bir yatay kesit ADF regresyonunda kullanılan gecikme sayılarının belirlenmesini gerektirmektedir. Test denkleminde dışsal değişken kullanılmayacağı gibi, bireysel sabit terimler (sabit etkiler) ya da bireysel sabit ve trend bileşenleri kullanılabilmektedir.

### 2.3.2.2. Breitung (2000) Panel Birim Kök Sınaması

Breitung (2000) sınaması, LLC (2002) sınamasndan iki yönden farklılaşmaktadır. Birincisi, standartlaştırılmış vekil değişkenler oluşturulurken yalnızca AR bölümünün ortadan kaldırılmasıdır:

$$\begin{aligned} \Delta\tilde{y}_{it} &= (\Delta y_{it} - \sum_{j=1}^{r_i} \hat{b}_{ij}\Delta y_{it-j}) / s_i \\ \tilde{y}_{it} &= (y_{it} - \sum_{j=1}^{r_i} \hat{b}_{ij}\Delta y_{it-j}) / s_i \end{aligned} \tag{24}$$

İkincisi, bu vekil değişkenlerin dönüştürülmesi ve trendden arındırılmasıdır.

$$\Delta y_{it}^{*} = \sqrt{\frac{(T-t}{T-t+1}}(\Delta\tilde{y}_{it} - \frac{\Delta\tilde{y}_{it+1} + ... + \Delta\tilde{y}_{it+T}}{T-t}) \tag{25}$$

$$y_{it-1}^{*} = y_{it-1} + c_{it}, \quad c_{it} = \begin{cases} 0 & \text{Sabit ve trendsiz} \\ \tilde{y}_{l1} & \text{Sabitli, fakat trendsiz} \\ \tilde{y}_{l1} - ((t-1)/T)\tilde{y}_{it} & \text{Sabitli ve trendli} \end{cases} \tag{26}$$

Son olarak da α aşağıdaki denklemden elde edilmektedir:

$$\Delta y_{it}^{*} = a y_{it-1}^{*} + v_{it}$$

LLC (2002) sınamasında olduğu gibi Breitung sınamasında da hipotezler aşağıdaki şekildedir:

$$H_0: \alpha=0$$

$$H_0: \alpha<0$$

Breitung sınaması ortak birim kök vardır sıfır hipotezini test etmektedir. Bu yöntem yalnızca her bir yatay kesit ADF regresyonunda ve dışsal değişkende kullanılan gecikme sayılarının belirlenmesini gerektirmektedir. Test denkleminde dışsal değişken

kullanılmayacağı gibi bireysel sabit terimler (sabit etkiler) ya da bireysel sabit ve trend değişkenleri kullanılabilmektedir.

### 2.3.2.3. Hadri (2000) Panel Birim Kök Sınaması

Aksine güçlü bir kanıt olmadıkça birim kök vardır şeklinde bir hipotezin, genelde kabul edildiğinden ve bu nedenle birçok ekonomik seride bu şekildeki temel hipotezinin reddedilemediğinden hareketle Hadri (2000), kalıntı temelli bir Lagrange Multiplier (LM) testi önermiştir. Hadri (2000) testi Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testine benzer bir şekilde panelin herhangi bir serisinde birim kök yoktur temel hipotezini test etmektedir (Hadri, 2000, s.148-149). Hadri testi zaman serisi boyutu geniş ve yatay kesit sayısı orta büyüklükte olduğunda uygulanabilir bir testtir. KPSS testi gibi Hadri testi de $y_{it}$'nin sabit ya da bir sabit ve bir trend üzerine en küçük kareler (EKK) yöntemi ile regresyonu sonucu elde edilen kalıntıları kullanmaktadır. Bu yöntem, kesite özgü sabit terimleri içerip içermediği ya da hem sabit hem de trend içerip içermeyeceğinin belirlenmesi anlamında yalnızca regresyonun doğru spesifîkasyon şeklini gerektirmektedir. Bu testte, sabit varyans ve değişen varyans varsayımları ile iki farklı LM istatistiği kullanılmaktadır.

### 2.3.2.4. Maddala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Sınaması

Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen Fisher ADF testi ile Choi (2001) tarafından geliştirilen Fisher, Phillips-Peron (PP) testleri de, yazında en çok kullanılan panel birim kök testlerindendir. Şayet $i$ yatay kesiti için herhangi bireysel birim kök testinden elde edilen p değerleri $\pi_i$ olarak tanımlanırsa, $N$ sayıda yatay kesit için birim kök vardır temel hipotezi altında aşağıdaki asimtotik sonuç elde edilebilir:

$$-2\sum_{i=1}^{N}\log(p_i) \rightarrow X^2_{2N}$$

Bu sonucu Choi (2001) şöyle göstermektedir:

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}}\sum_{i=1}^{N} f^{-1}(p_i) \rightarrow N(0,1)$$

Burada $f^{-1}$ standart normal birikimli dağılım fonksiyonunun tersidir. Bu test için ADF ve PP birim kök testleri kullanılarak hem asimptotik $\chi^2$ ve standart normal istatistikler hesaplanır. Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) testlerinde temel hipotez ve alternatif hipotez, IPS testindeki hipotezlerle aynıdır. Her iki Fisher tipi test denklemi için dışsal değişkenler belirlenebilir. Test denklemlerinde dışsal değişken kullanılmayacağı gibi, bireysel sabitler (sabit etkiler) ya da bireysel sabit ve trend bileşenleri kullanılabilmektedir. Ayrıca Maddala ve Wu (1999) testinde, her bir yatay kesit ADF regresyonunda kullanılan gecikme sayısı belirlenmelidir. Choi (2001) testinde ise otokorelasyonu düzeltme yöntemi olarak Kernel hesaplaması gerekmektedir.

### 2.3.2.5. Im, Pesaran, Shin (2003) Panel Birim Kök Sınaması

Alternatif panel birim kök testlerinden birisi olan IPS (2003) testi, Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) testleri gibi panele özgü sonuçlar elde edebilmek için bireysel birim kök testlerinin birleştirilmiş şeklidir. Dinamik heterojen paneller için geliştirilen bu testte gecikem uzunluğu, $p_j$, yatay kesitler arasında değişebilmektedir. Kısaca bu yöntem her bir yatay kesit için ayrı ayrı birim kök testi olup olmadığını test edebilmektedir. IPS (2003) testi, LLC (2002) testinden farklı olarak paneldeki kesitler (örneğin ülkeler) arasında heterojenliğe izin vermektedir. IPS (2003) testine her bir yatay kesit için ayrı bir ADF belirlenerek başlanmakta olup, aşağıdaki gibi trendli ve sabitli bir regresyon denklemine dayanmaktadır:

$$\Delta y_{it} = m_i + +g_i T + b_i y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i} q_{i,k} \Delta y_{i,t-k} + e_{it} \qquad (27)$$

Bu denklemden trend çıkartıldığı zaman sabitli model elde edilmektedir. Burada i= 1, 2, ..., N kesit birimleri ve t= 1, 2, ..., T ise zaman boyutunu göstermekte olup, boş hipotez "Bütün i'ler (yani yatay kesit birimler) için $\beta_i$=0" şeklinde kurulurken, alternatif hipotez ise "En az bir i için $\beta_i$<0" şeklinde oluşturulur. Şayet temel hipotez reddedilirse serilerden en az bir ya da bir kaçının durağan olduğu sonucuna varılır. Bu test için gerekli kritik değerler, IPS (2003) tablo değerlerinden alınmaktadır.

### 2.3.3. Yatırım ve Tasarruflar Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Sınanması

Değişkenlerin bütünleşme derecesinin saptanmasından sonraki adım, bu değişkenlerin uzun dönemli dinamiklerinin belirlenmesidir. Bunun için son yıllarda yaygın olarak kullanım alanı bulan panel eşbütünleşme analizlerinden yararlanılacaktır. Bu amaçla yakın zamanlarda oldukça revaçta olan hem geleneksel hem de yapısal değişime olanak yanıyan panel eşbütünleşme teknikleri kullanılmıştır. Çalışmada eşbütünleşme analizi, geleneksel Pedroni (1999,2004) ile yapısal kırılmalı Westerlund (2006) panel eşbütünleşme sınamaları yardımıyla yapılacaktır.

#### 2.3.3.1. Pedroni Panel Eşbütünleşme Sınaması

Geleneksel Engle-Granger (1987) eşbütünleşme sınaması gibi kalıntı temelli bir test olan Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testi, eşbütünlemenin olmadığı temel hipotezi üzerine temellenen testleri önermektedir. Pedroni (1999)'nin önerdiği yöntem, eşbütünleşme vektöründe heterojenliğe izin veren bir testtir. Bu yöntem, yalnızca dinamik ve sabit etkilerin panelin kesitleri arasında farklı olmasına izin vermekle kalmamakta, aynı zamanda alternatif hipotez altında eşbütünleşik vektörün kesitler arasında farklı olmasına da olanak tanımaktadır. Pedroni (1999) panellerde eşbütünleşik vektörün genellikle homojen olmadığını belirterek, testin bu özelliğinin önemini vurgulamakta ve bu gibi durumlarda regresyonda yanlış bir şekilde eşbütünleşik vektörün homojenliğini kabul etmenin değişkenler aslında eşbütünleşik olsalar da eşbütünleşme yoktur temel hipotezinin reddedilememesine neden olduğunu ifade etmektedir (Pedroni,1999, s.655-656). Pedroni yaklaşımında temel ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$H_0$: Bütün yatay kesitler için eşbütünleşme ilişkisi yoktur.
$H_1$: Bütün yatay kesitler için eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Pedroni'nin önerdiği tüm testler aşağıdaki gibi bir denklemden elde edilen artıklar üzerine kurulmuştur. Bu nedenle ilk aşama eşbütünleşme regresyonundan elde edilen artıkları hesaplamaktır (Pedroni, 1999,s. 656):

$$y_{it} = a_i + d_i t + b_{1,i} x_{1i,t} + b_{2,i} x_{2i,t} + ... + b_{Mi} x_{Mi,t} + e_{it} \qquad (28)$$

$t = 1,...,T; i = 1,...,N; m = 1,...,M$ olmak üzere, burada $T$ zaman sürecindeki gözlem sayısı, $N$ paneldeki yatay kesitlerin toplanı sayısı ve $M$ regresyondaki değişkenlerin

sayısıdır. *N* tane farklı kesit olması nedeniyle, her biri *M* tane açıklayıcı değişken (regresör) içeren *N* tane farklı denklem olacaktır. $\beta_{1i}$, $\beta_{2i}$,…, $\beta_{Mi}$, eğim katsayıları paneldeki her bir yatay kesitler arası değişebilmektedir. $\alpha_i$ parametresi paneldeki kesitlere özgü sabit ya da bireysel kesitler arasında farklı olabilen sabit etki parametresidir. Çoğu zaman ihmal edilebilse de, paneldeki kesitlere özgü *t* deterministik zaman trendi terimi denkleme dâhil edilebilmektedir. Kesite özgü sabit etkilerin ve kesite özgü zaman trend bileşenlerinin denklemde yer alıp almamasına bağlı olarak kritik değerleri ve asimtotik dağılımı etkilediğinden her bir duruma özgü kritik değerler Pedroni (1999) tarafından hesaplanmıştır. Bu modelden elde edilen kalıntılar, $\varepsilon_{it}$, şu şekilde modellenir: $\varepsilon_{it} = \rho_i \, \varepsilon_{i(t-1)} + w_{it}$. Buna göre hem gruplar arası hem de grup içi kalıntı-temelli test istatistikleri kullanılarak eşbütünleşmenin varlığı ya da yokluğu test edilir. Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testi, yedi temel test istatistiği geliştirmiş ve bu testlerden dördü grup içi, üçü ise gruplararası yaklaşımla bulunmuştur. Gruplararası istatistikler, her kesit birim için farklı tahmin edilen katsayıların ortalaması üzerine temelleniyorken, grup içi istatistikler farklı birimlere göre tahmin edilen otoregresif katsayıları birleştirir. Pedroni (1999,2004) grup içi istatistikleri, varyans oranı istatistiği, Phillips ve Perron (1987,PP) tipi $\rho$ istatistiğini, parametrik olmayan Phillips-Perron tipi *t* istatistiğini ve Dickey-Fuller tipi *t*-istatistiğini içermektedir.

#### 2.3.3.2. Westerlund (2006) Panel Eşbütünleşme Sınaması

Diğer yandan, yapısal değişikliklerin değişkenlerin olası uzun dönem ilişkileri üzerindeki etkisini dikkate almak için yapısal kırılmalı Westerlund (2006) panel eşbütünleşme testinden de yararlanılmıştır. Pedroni (1999) ve Westerlund (2006) tarafından önerilen panel eşbütünleşme sınamaları değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı sıfır hipotezini sınamaktadırlar. Sıfır hipotezinin bu şekilde tanımlandığı testlerin gücü, uzun dönem durağan durum dengeden sapmalara yol açan şokların kalıcı olduğu durumlarda düşmektedir. Böylece, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmasa bile sıfır hipotez sahte bir şekilde reddedilmekte ve eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir (Westerlund, 2006, s.194). Değişkenler arasında panel eşbütünleşme ilişkisi incelenirken sonuçların güvenirliği açısından eşbütünleşme vardır sıfır hipotezini sınamak üzere geliştirilen yöntemlerin de uygulanması önemlidir. Westerlund (2006) temel hipotezin eşbütünleşme olduğunu sınayan bir LM istatistiği

geliştirmişlerdir. Değişkenler arasında olası eşbütünleşme ilişkisini araştırmak için Westerlund (2006), temel hipotezin yapısal kırılma altında eşbütünleşme olduğunu sınayan aşağıdaki modeli geliştirmiştir:

$$I_{it} = a_{ij} + b_i S_{it} + e_{it} \tag{29}$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it}, \tag{30}$$

$$r_{it} = r_{i,t-1} + f_i u_{it} \tag{31}$$

Burada $t = 1,\ldots,T$ zaman boyutunu; $i = 1,\ldots,N$ kesit birimleri ve $j = 1,\ldots,M_i+1$ ise $T_{i0} = 1$ ve $T_{iMi+1} = T$ olmak üzere $T_{i1},\ldots,T_{iMi}$ zamanlarında ortaya çıkan yapısal değişim sayısını göstermektedir. Burada $r_{i,t}$ deterministik bileşenler vektörünü, $\beta_i$ ise parametre vektörlerini göstermektedir. Westerlund (2006) sınaması, hata terimlerinin kareleri toplamını minimize eden Bai ve Perron (2003) yönteminden hareketle yapısal değişimleri içsel olarak aşağıdaki şekilde belirlemektedir:

$$\hat{T}_i = \arg\min \sum_{j=1}^{M_{i+1}} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (y_{it} - z_{it}^{'} \hat{g}_{ij} - x_{it}^{'} \hat{b}_i)^2$$

Burada, $\hat{T}_i = (T_{i1},\ldots,T_{iMi})^{'}$ kırık dönemlerini temsil eden vektörü, $\hat{g}_{ij}$ ve $\hat{b}_i$ tahmin edilen eşbütünleşme parametrelerini göstermektedir. Bu yaklaşımın birinci aşamasında, yukarıdaki regresyon modelinin Tam Uyarlanmış En Küçük Kareler (Fully Modified Ordinary Least Squares-FMOLS) yöntemi ile tahmininden hata terimleri ($e_{it}$) elde edilmektedir. İkinci aşamada LM istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$Z(M) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (T_{ji} - T_{ji-1})^{-2} \hat{v}_{i1,2}^{-2} S_{it}^2 \tag{32}$$

Burada $\hat{v}_{i1,2}^{-2} = \hat{v}_{i1,1}^{'} - \hat{v}_{i2,1}^{'} \hat{\Omega}_{i22}^{-1} \hat{v}_{i2,1}$ ve $S_{it} = \sum_{k=T_{ij-1}+1}^{t} \hat{e}_{ik}^{*}$, şeklinde tanımlanmaktadır. Westerlund (2006) testinde sıfır ve alternatif hipotezler şu şekilde tanımlanmıştır:

$H_0 = \Phi_i = 0$ bütün kesit birimler için için eşbütünleşme vardır.
$H_a = \Phi_i \neq 0$ bazı yatay kesitler için eşbütünleşme yoktur.

Temel hipotezin kabul edilmesi panel veri setindeki değişkenler arasında eşbütünleşme olduğuna işaret etmektedir. Westerlund (2006) yaklaşımı, kesit birimler arasındaki bağımlılığı dikkate almak için asimtotik ve özçıkarım (bootsrapt) yöntemiyle hesaplanan kritik değerlerden yararlanmaktadır. Alternatif hipotez altında $\Phi_i$ kesit

birimlere göre farklılık göstermektedir. Bu çerçevede yapısal değişiklik altında LM test istatistiği ve buna ilişkin asimtotik ve özçıkarımlı (bootsrapt) olasılık değerleri hesaplanarak "değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğu" şeklindeki boş hipotezin geçerliliği sınanır.

### 2.4. Uygulamalı Analiz Sonuçları

#### 2.4.1. Birim Kök Sınama Sonuçları

Analizlerde kullanılan verilerin durağan olup olmadığını saptamak için uygulanan ADF-GLS ve yapısal değişikliklerin etkisini dikkate almak için Lee ve Strazicich (2003) uygulanan birim kök sınama sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Her ne kadar yapısal kırılmalar dikkate alınmadan örneklemdeki bazı ülkelerin yatırım ve tasarruf verileri seviyede durağan gözükse de yapısal kırılma dikkate alındığında örneklemdeki bütün ülkelerin yatırım ve tasarruf serilerinin seviyelerinde birim kök içerdiği yani durağan olmadığı saptanmıştır.

Tablo 2

*Birim Kök Sınama Sonuçları*

| | | ADF-GLS | | Lee ve Strazicich (2003) | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | C | C+T | Model A | Model C |
| Avustralya | I | -5.217 | -5.204 | -2.798 (1971) | -3.692 (1993) |
| | S | -2.424 | -3.625 | -4.086 (1971) | -3.870 (1972) |
| Avusturya | I | -1.818 | -1.868 | -2.497 (1977) | -3.918 (1978) |
| | S | -1.238 | -2.273 | -2.386 (1977) | -3.842 (1973) |
| Belçika | I | -2.656 | -3.031 | -3.615 (1978) | -1.378 (1979) |
| | S | -1.331 | -2.198 | -2.435 (1979) | -2.638 (1983) |
| Kanada | I | -2.381 | -2.732 | -4.358 (1979) | -2.544 (1988) |
| | S | -3.694 | -3.781 | -4.712 (1996) | -2.617 (1977) |
| Danimarka | I | -2.413 | -2.429 | -2.292 (1977) | -3.179 (1977) |
| | S | -0,370 | -1.689 | -2.508 (1991) | -2.596 (1980) |
| Finlandiya | I | -0.985 | -1.431 | -4.706 (1987) | -4.140 (1974) |
| | S | -2.079 | -2.843 | -3.522 (1987) | -1.952 (1983) |
| Fransa | I | -1.368 | -2.393 | -2.340 (1978) | -2.375 (1979) |
| | S | -1.146 | -2.145 | -3.095 (1977) | -3.644 (1978) |
| Almanya | I | -1.754 | -4.262 | -1.767 (1994) | -2.272 (1991) |
| | S | -1.906 | -0.963 | -4.529 (1976) | -2.054 (1972) |
| Yunanistan | I | -1.348 | -1.459 | -1.915 (1978) | -2.422 (1972) |
| | S | -1.296 | -1.512 | -2.544 (1984) | -2.596 (1979) |
| Brezilya | I | -0.786 | -0.988 | -6.107 (1973) | -3.177 (1974) |
| | S | -0.783 | -1.189 | -4.690 (1982) | -1.232 (1980) |
| Meksika | I | 0.748 | -2.684 | -2.463 (1977) | -3.107 (1967) |
| | S | -2.051 | -2.369 | -2.761 (1971) | -3.270 (1980) |
| İtalya | I | -1.322 | -2.846 | -3.486 (1978) | -2.821 (1973) |
| | S | -2.200 | -2.959 | -3.207 (1976) | -0.458 (1978) |
| Japonya | I | -0.771 | -2.770 | -0.955 (1972) | -2.283 (1967) |
| | S | -0.844 | -2.282 | -2.683 (1973) | -1.247 (2000) |
| Güney Kore | I | -1.726 | -1.726 | -5.005 (1968) | -0.659 (1965) |
| | S | -1.670 | -3.473 | -2.283 (1994) | -1.921 (1995) |
| Arjantin | I | -2.132 | -3.462 | -5.095 (1972) | -3.022 (1973) |
| | S | -1.083 | -3.663 | -5.740 (1968) | -1.993 (1968) |
| Hollanda | I | -1.429 | -2.995 | -4.003 (1978) | -3.865 (1979) |
| | S | -1.161 | -1.566 | -4.176 (1976) | -4.038 (1973) |
| Norveç | I | -1.143 | -2.796 | -4.638 (1984) | -1.841 (1987) |
| | S | -2.172 | -2.426 | -4.383 (1982) | -0.549 (1983) |
| Portekiz | I | -2.793 | -4.003 | -5.262 (1971) | -0.282 (1968) |
| | S | -3.368 | -1.870 | -1.796 (1970) | -2.206 (1971) |
| İspanya | I | -1.405 | -2.064 | -3.609 (1967) | -1.916 (1973) |
| | S | -0.894 | -1.518 | -3.279 (1967) | -3.709 (1980) |
| İsveç | I | -1.609 | -1.666 | -2.426 (1978) | -3.078 (1975) |
| | S | -1.929 | -2.240 | -1.494 (1973) | -2.853 (1974) |
| İsviçre | I | -1.734 | -2.241 | -2.987 (1972) | -3.143 (1973) |
| | S | -0.899 | -1.922 | -4.537(1966) | -4.160 (1967) |
| Türkiye | I | -1.558 | -1.772 | -2.720 (1971) | -3.458 (1999) |
| | S | -1.475 | -1.755 | -2.853 (1989) | -2.951(2001) |
| ABD | I | -3.205 | -1.224 | -4.274 (1995) | -1.735 (1995) |
| | S | -1.103 | -2.909 | -5.106 (1983) | -0.314 (1980) |
| İngiltere | I | -2.487 | -1.879 | -3.732 (1979) | -3.485 (1978) |
| | S | -1.189 | -3.041 | -3.169 (1979) | -3.202 (1984) |
| Kritik Değerler | %1 | -2.630 | -3.770 | -4.24 | -5.11 |
| | %5 | -1.950 | -3.190 | -3.57 | -4.51 |
| | %10 | -1.608 | -2.890 | -3.21 | -4.21 |

**Not:** C sabit, T ise trendi temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler yapısal kırılma zamanını göstermektedir. Değişkenler birinci farkında durağan oldukları ve iktisadi veriler genelde birinci farkında durağan oldukları için değişkenlerin birinci farkına ilişkin sınama sonuçlarına yer verilmemiştir.

Diğer yandan zaman serilerine dayalı bireysel birim kök testlerinin yanı sıra uygulanan panel birim kök sınamalarına ilişkin Tablo 3'de verilen sonuçlar da bir bütün olarak serilerin seviyelerinde durağan olmadığına işaret etmektedir.

Tablo 3

*Panel Birim Kök Sınama Sonuçları*

| | IPS | LLC | Hadri | MW | Breitung |
|---|---|---|---|---|---|
| I | 0.946<br>(0.572) | -1.091<br>(0.137) | 21.703<br>(0.000) | 14.120<br>(0.641) | 2.891<br>(0.983) |
| S | 2.609<br>(0.147) | 3.592<br>(0.183) | 16.819<br>(0.000) | 9.726<br>(0.520) | 1.487<br>(0.716) |
| ΔI | -7.026<br>(0.000) | -9.178<br>(0.003) | -1.275<br>(0.170) | 2.308<br>(0.047) | -7.014<br>(0.000) |
| ΔS | -8.371<br>(0.000) | -11.350<br>(0.000) | 3.099<br>(0.473) | -1.904<br>(0.021) | 16.025<br>(0.000) |

**Not:** Parantez içindekiler olasılık değerlerini, Δ ise değişkenlerin birinci farkını göstermektedir.

### 2.4.2. Yatırım, Tasarruf ve Sermaye Hareketliliği Dinamiklerinin Analizi

Değişkenlerin bütünleşme derecesini saptadıktan sonra her bir ülke için ve de bir bütün olarak tasarruf ve yatırım arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı incelenebilir. Bu amaçla her bir ülke için tahmin edilen Jansen (1996)'in hata düzeltme modelinden elde edilen sonuçlar Tablo 4'de görselleştirilmiştir. Tablo 4'de sunulan sonuçları yakından incelenilirse sermaye hareketliliği ve cari hesap dinamikleri açısından kayda değer bilgiler içerdiği görülecektir. Daha önce de değinildiği Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli sonuçları açısından üzere üç parametre önem taşımaktadır. Sermaye ve tasarruf arasındaki kısa dönem ilişkiyi gösteren β; uzun dönem ilişkiyi gösteren γ ve cari hesabın durağan olup olmadığını gösteren δ katsayıları. Bu açıdan Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli sadece cari hesap dinamikleri ile ilgili değil sermaye hareketliliği ile ilgili de önemli çıkarsamalar içermektedir. Şöyle ki tasarruf ve yatırımların uzun dönemde birlikte hareket etmiyorlarsa teknik bir ifadeyle eşbütünleşik değillerse Feldstein-Horioka (1980)'nin bakış açısına göre bu durum sermaye akışkanlığının göstergesidir. Şayet tasarruf ve yatırımlar eşbütünleşik ise o zaman sermaye hareketliği cari hesabın durağan olup olmadığına bağlıdır. Cari hesabın durağan olmaması sermayenin akışkan olduğu anlamına gelmektedir.

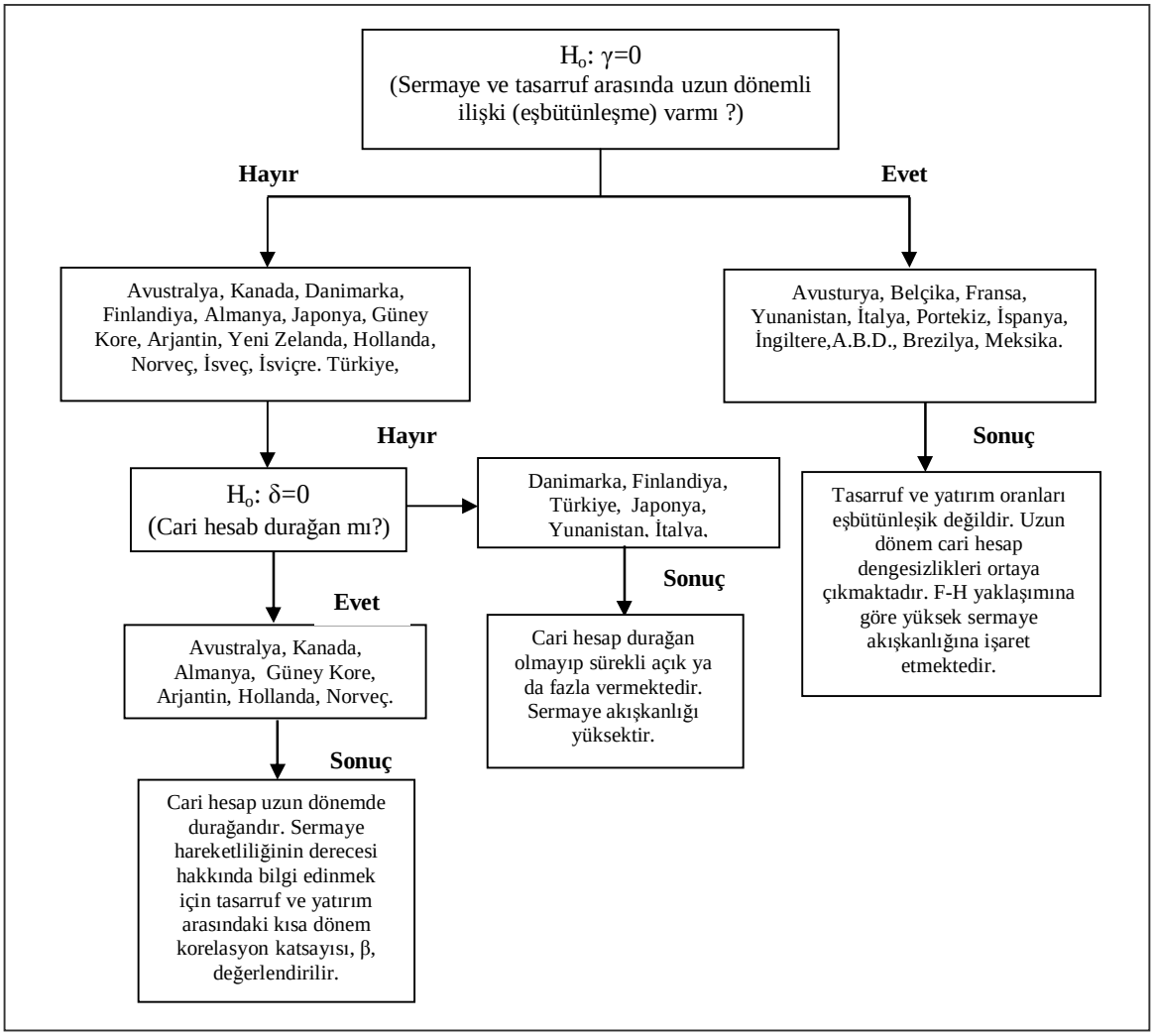
Tablo 4

*Jansen (1996) Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları*

| | Jansen Hata Düzeltme Modeli | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Ülkeler | Sabit<br>$\alpha$ | $(\Delta S)$<br>$\beta$ | $(S_{t-1}-I_{t-1})$<br>$\gamma$ | $(S_{t-1})$<br>$\delta$ | $R^2$ |
| Avustralya | 6.667<br>(2.327) | 0.644<br>(5.352) | 0.856<br>(5.316) | -0.228<br>(-1.035) | 0.63 |
| Avusturya | -3.296<br>(-1.285) | 0.966<br>(6.851) | 0.191<br>(1.069) | 0.122<br>(1.832) | 0.69 |
| Belçika | -0.613<br>(-2.121) | 0.741<br>(4.122) | 0.230<br>(1.643) | 0.079<br>(1.084) | 0.50 |
| Kanada | 5.755<br>(2.026) | 0.793<br>(5.798) | 0.372<br>(3.120) | -0.238<br>(-1.106) | 0.56 |
| Danimarka | -0.211<br>(-2.145) | 0.837<br>(4.782) | 0.766<br>(9.455) | 0.401<br>(4.556) | 0.47 |
| Finlandiya | -11.393<br>(-5.872) | 0.850<br>(7.352) | 0.272<br>(3.885) | 0.332<br>(3.905) | 0.57 |
| Fransa | -0.728<br>(-2.474) | 0.523<br>(5.830) | 0.364<br>(1.603) | 0.028<br>(0.467) | 0.52 |
| Almanya | -2.806<br>(-2.291) | 0.470<br>(4.529) | -0.659<br>(-4.037) | 0.197<br>(1.164) | 0.64 |
| Yunanistan | 1.387<br>(1.607) | 0.420<br>(11.358) | 0.186<br>(1.188) | -0.009<br>(-6.838) | 0.74 |
| Brezilya | -0.902<br>(-1.017) | 0.253<br>(3.266) | 0.480<br>(1.594) | 0.120<br>(2.301) | 0.50 |
| Meksika | 4.146<br>(2.231) | -0.420<br>(-0.526) | 0.198<br>(1.414) | -0.181<br>(-5.154) | 0.11 |
| İtalya | -1.041<br>(-0806) | 0.817<br>(5.106) | 0.288<br>(1. 790) | 0.433<br>(2.718) | 0.40 |
| Japonya | 1.151<br>(1.822) | 0.958<br>(6.261) | 1.575<br>(8.507) | -0.355<br>(-1.834) | 0.68 |
| Güney Kore | 3.391<br>(1.348) | -0.467<br>(-4.447) | 0.142<br>(1.986) | -0.125<br>(-1.543) | 0.33 |
| Arjantin | 1.414<br>(3.936) | 0.341<br>(2.258) | 0.604<br>(4.950) | -0.052<br>(-0.306) | 0.41 |
| Hollanda | -9.016<br>(-3.731) | 0.969<br>(4.365) | 0.308<br>(3. 801) | 0.283<br>(1. 210) | 0.36 |
| Norveç | -1.645<br>(-5.813) | 0.582<br>(3.440) | 0.432<br>(2.460) | 0.034<br>(0.204) | 0.19 |
| Portekiz | 3.806<br>(1.855) | 0.598<br>(4.851) | 0.320<br>(1.404) | -0.112<br>(-1.077) | 0.50 |
| İspanya | -0.796<br>(-1.585) | 0.765<br>(5.930) | 0.357<br>(1.250) | 0.056<br>(0.823) | 0.55 |
| İsveç | -2.632<br>(-1.211) | 0.747<br>(5.702) | 0.106<br>(1.976) | 0.098<br>(1.139) | 0.46 |
| İsviçre | -5.935<br>(-2.298) | 0.685<br>(9.158) | 0.145<br>(2.075) | 0.166<br>(1.046) | 0.72 |
| Türkiye | 0.126<br>(0.063) | 0.391<br>(2.768) | 0.265<br>(2.932) | 0.019<br>(0.205) | 0.35 |
| İngiltere | 3.233<br>(2.055) | 0.606<br>(4.179) | 0.415<br>(1. 078) | -0.155<br>(-1.845) | 0.39 |
| ABD | -3.479<br>(-2.042) | 1.136<br>(3.364) | 0.509<br>(0.952) | 0.178<br>(1.329) | 0.26 |

**Not:** Parantez içindekiler t istatistiklerini göstermektedir.

Cari hesabın durağan olması durumunda ise sermaye hareketliliğinin derecesi belirsizdir. Bu durumda sermaye ve tasarruf arasındaki kısa dönem ilişkiyi gösteren β katsayısının büyüklüğüne göre karar verilir. Her ne kadar Feldstein-Horioka (1980)'nın bakışı açısına göre yatırım ve tasarrufların eşbütünleşik olmaması sermaye hareketliliğinin varlığı olarak kabul edilse de literatürdeki yaygın uygulamada serilerin eşbütünleşik olması durumunda uzun dönem tasarruf katsayısının büyüklüğüne bağlı olarak sermaye hareketliliği hakkında fikir yürütülmektedir. Bu açıdan değerlendirildiğinde Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli hem cari hesap hem de yatırım ile tasarrufların eşbütünleşme dinamiklerini aynı anda analiz etmeye olanak vermesi nedeniyle sermaye hareketliliğinin derecesinin ölçümünde Feldstein-Horioka (1980) yaklaşımına göre daha kapsamlı bilgi sunmaktadır. Zira hata düzeltme modelinde, kısa ve uzun dönem parametreleri tahmininin mümkün olması, bu modellerin kullanımını cazip hale getirmektedir.




*Şekil 2.* Jansen (1996) hata düzeltme modeli sonuçlarından sermaye hareketliliğinin derecesiyle ilgili çıkarımlar

Zaman serileri analilerine dayalı Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli bireysel olarak ülkeler bazında sermaye akışkanlığı ile yatırım ve tasarruf arasındaki uzun dönem dinamiklerin analizine olanak tanımakla birlikte bir bütün olarak bu dinamikler hakkında bir bilgi sunmamaktadır. Bu çerçevede yatırım ve tasarruf arasındaki uzun dönem ilişki ve Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli tamamlayıcı bir analiz olarak panel veri kapsamında ele alınmıştır. Bu çerçevede ilk aşamada, Feldstein-Horioka (1980) yaklaşımı çerçevesinde yatırım ve tasarruflar arasında uzun dönemde ilişki olup olmadığı hem standart hem de yapısal kırılmaya olanak tanıyan panel eşbütünleşme testleriyle sınanmış daha sonra Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli panel veriler çerçevesinde sınanmıştır.

*Tablo 5*

*Panel Eşbütünleşme Sınama Sonuçları*

| | Test İstatistikleri | Sabit | Sabit ve Trend |
|---|---|---|---|
| Pedroni (1999) panel eşbütünleşme sınaması | Panel v-ist. | -9.087<br>(0.000) | -6.130<br>(0.000) |
| | Panel ρ- ist. | -4.257<br>(0.000) | -11.054<br>(0.000) |
| | Panel PP- ist. | -3.956<br>(0.000) | -7.540<br>(0.000) |
| | Panel ADF- ist. | -3.401<br>(0.000) | -6.692<br>(0.000) |
| | Grup v-ist. | -5.073<br>(0.000) | -3.829<br>(0.000) |
| | Grup ρ- ist. | -5.825<br>(0.000) | -4.573<br>(0.000) |
| | Grup PP- ist. | -2.981<br>(0.037) | -5.102<br>(0.000) |
| | Grup ADF- ist. | -3.074<br>(0.001) | -7.425<br>(0.000) |
| Westerlund (2006) panel eşbütünleşme sınaması | Test istatisiği | -4.068 | -2.172 |
| | Asimtotik Olasılık | 0.000 | 0.000 |
| | Bootstrap Olasılık | 0.000 | 0.000 |

**Not:** Parantez içerisindeki rakamlar, olasılık (p) değerlerini göstermektedir. Pedroni (1999) testinde temel hipotez "seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur iken; Westerlund (2006) testinde ise tam tersidir. Westerlund (2006) testleri için rapor edilen olasılık değerleri 1000 tekrarlı bootstrap dağılımdan elde edilmiştir.

Tablo 5'te Pedroni (1999) ile yapısal kırılmalı Westerlund (2006) panel eşbütünleşme sınama sonuçları verilmiştir. Bu sonuçlara göre, Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testi yatırım ve tasarruf arasında eşbütünleşmeye işaret ederken, Westerlund (2006) yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi ise yapısal kırılmalar dikkate alındığında yatırım ve tasarrufların eşbütünleşik olmadığını göstermektedir.

Westerlund (2006) yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testinin Pedroni (1999) eşbütünleşme yöntemine göre daha güçlü bir yöntem olduğu dikkate alındığında bir bütün olarak ele alınan dönemde yatırım ve tasarrufların eşbütünleşik olmadığı dolayısıyla sermaye hareketliliğinin yüksek olduğu sonucunu çıkarmak mümkündür.

### 2.4.3. Pesaran, Shin, Smith (1999) Panel ARDL Analiz Sonuçları

Diğer yandan sermaye hareketliliğini sadece yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkiyle değil cari hesapla da ilişkilendiren Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli panel veri çerçevesinde Pesaran, Shin, Smith (1999)'in geliştirdiği Panel ARDL (Panel Autoregressive Distributed Lag) yöntemiyle test edilebilir. Bu nedenle, çalışmada değişkenlerin bütünleşme derecelerinin önemli olmadığı, I(0) veya I(1), ARDL modelleri her bir ülke için kurularak bu modeldeki uzun dönem parametrelerin tahminleri Pesaran, Shin ve Smith (1999) tarafından geliştirilen tahminciler kullanılarak yapılmıştır. Son yıllarda, dinamik panel veriyle ilgili literatür hem kesit birim sayısının (N), hem de zaman boyutunun (T) büyük olduğu panel veriler üzerine odaklanmaya başlamıştır. Kesit birim sayısının (N) ve zaman boyutunun (T) büyük olduğu dinamik panel yöntemleri kesit birim sayısının (N) büyük, zaman boyutunun (T) kısa olduğu geleneksel dinamik panel yöntemlerinden asimtotik olarak farklıdır. Zaman boyutunun (T) kısa olduğu durumlarda panel tahmini genellikle sabit (fixed) ya da tesadüfi (random) etkiler yöntemiyle veyahut da sabit etkiler yöntemiyle araç değişkenler yönteminin bileşimi olan Arellano ve Bond (1991)'un genelleştirilmiş momentler (GMM) tahmincisi gibi tahmin yöntemleriyle yapılmaktadır. Bu yöntemler kesit birimlerin havuzlanmasını ve sabit katsayısının kesit birimlere göre değişmesini gerektirmektedir. Ancak, zaman boyutunun (N) geniş; kesit birim sayısının (N) büyük olması durumunda literatürdeki çalışmalar, eğim katsayılarının homojen olduğu varsayımının uygun olmadığına işaret etmektedir. Pesaran ve Smith (1995); Im, Pesaran ve Shin (2003); Pesaran, Shin ve Smith (1999); Phillips ve Moon (2000) gibi çalışmalar bu noktaya dikkat çekmişlerdir. Zaman boyutunun (N) ve kesit birim sayısının (N) büyük olması durumunda yani zaman boyutunun genişlemesi ile birlikte durağanlık sorunu belirmektedir. Yakın zamanlarda Pesaran, Shin ve Smith (1999) parametrelerin kesit birimler arasında heterojen olduğu durağan olmayan panel veriler için yeni tahmin yöntemleri geliştirmişlerdir (Blackburne ve Frank, 2007, s.197-198).

Yatay kesit birimleri $i = 1,..., N$ ve zaman boyutunu $t = 1,...,T$ göstermek üzere kısıtısız bir panel ARDL denklemi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Asteriou ve Hall, 2007, s.360).

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{ij} Y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q} \delta_{ij}' X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

Burada, $Y_{i,t-j}$ bağımlı değişkeni; $X_{i,t-j}$ (kx1) boyutunda açıklayıcı değişkenler vektörünü ve $\mu_i$ ise sabit etkileri temsil etmektedir. Uygulamada gecikme sayıları, (p,q), kesit birimlere göre değişebilir. Bu ARDL modeli kısa ve uzun dönemli gelişmeleri ayırt etmek için hata düzeltme modeli biçiminde aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$\Delta Y_{it} = \theta_i \left( Y_{i,t-1} - \beta_i' X_{i,t-1} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma_{ij}' \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

Bu denklemde $\beta_i$ uzun dönem parametreleri, $\theta_i$ ise denge ya da hata düzeltme katsayısını, $\Delta$ birinci derece fark işlemcisini göstermektedir. Değişkenlerin düzeyleri üzerine konulan parametreler uzun dönem katsayıları ve birinci farkları üzerine konulan parametreler kısa dönem katsayıları göstermektedir. Yukarıdaki panel ARDL modellerini dinamik sabit etkiler (Dynamic Fixed Effect-DFE) yöntemi, Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group-PMG) yöntemi veya Ortalama Grup (Mean Group-MG) yöntemleri ile tahmin etmek mümkündür.

Dinamik sabit etkiler yaklaşımında sabit katsayısı kesit birimlere göre değişmektedir. Ancak, bu yaklaşım eğim katsayılarının kesit birimler için özdeş olduğunu varsaymakta olup şayet eğim katsayıları her kesit birim için özdeş değilse bu yaklaşım yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir. Bu durumun üstesinden gelmek için Pesaran ve Smith (1995) ortalama grup tahmin yöntemini (Mean Group Estimator - MG) önermiştir. Bu tahmin yöntemi, her bir kesit birim için modeli uyarlamakta ve katsayının aritmetik ortalamasını hesaplamakta olup, sabit ve eğim katsayılarıyla hata varyansları kesit birimlere göre farklılık göstermektedir. MG tahmincisi ARDL spesifikasyonunun parametreleri üzerine herhangi bir kısıt koymadan uzun dönem parametrelerini bireysel ARDL tahminlerinden elde edilen uzun dönem parametrelerinin ortalamasından türetir. MG tahmincisi parametrelerin kısa ve uzun dönemde ülkeler arasında farklı olduğunu kabul eden bir yaklaşımdır. Bu yaklaşım uzun

dönem parametreleri, her bir ülke için zaman serisi ARDL tahmininden elde edilen katsayıların ortalaması olarak hesaplamaktadır. Bu tahmincinin temel eksikliği belirli parametrelerin paneli oluşturan birimler arasında aynı olmasına izin vermemesidir. Yakın zamanlarda Pesaran, Shin ve Smith (1999) dinamik sabit etkiler yöntemiyle Ortalama Grup tahmin yönteminin bileşimi olarak kabul edilecek maksimum olabilirlik tahmin yöntemine dayalı havuzlanmış ortalama grup tahmin yöntemini (Pooled Mean Group Estimator - PMG) geliştirmiştir. Bu yöntem, ortalama grup tahmin yöntemine benzer şekilde sabit ve eğim katsayılarıyla hata varyanslarının kesit birimlere göre farklılık göstermesine olanak tanırken, uzun dönem katsayıların dinamik sabit etkiler (DFE) yaklaşımında olduğu gibi kesit birimler arasında aynı olduğunu varsaymaktadır. PMG tahmincisi, kısa dönem parametrelerin ülkeler arasında heterojen, uzun dönem parametrelerin homojen olduğunu varsayan bir yöntemdir. PMG tahmincisi uzun dönem parametrelerin paneli oluşturan ülkeler arasında aynı olmaları kısıtını getirmekte ancak sabitin, hata varyanslarının ve kısa dönem parametrelerinin ülkeler arasında farklılaşmasına izin vermektedir. Böylelikle, panel ARDL modelinde değişkenlerde uzun dönem homojenite ile bağlantılı olarak kısa dönemde heterojeniteye izin vermektedir. Kısa dönem değişkenlerin kesitler arasında değişken olduğunun varsayılması, ülkelere özgü gelişmelerin, kısa dönemde ülkeden ülkeye değişen sonuçlar doğurabileceği gerçeğinden kaynaklanmaktadır. Uzun dönem değişkenler ise, ülkelerin uzun dönemde genel olarak aynı kısıtlara tabi olduğundan hareketle, kesitler arasında sabit kabul edilmektedir. Özet olarak, MG ve PMG tahmincileri, statik sabit etkiler modeline göre dinamik etkileri hesaba kattığı için ve dinamik sabit etkilere göre ise kısa dönem dinamiklerin ve hata düzeltme terimlerinin her bir kesite göre değişmesine olanak tanıdığı için daha avantajlıdırlar (Asteriou ve Hall, 2007,s.360-361).

Dinamik heterojen panel tahmin yöntemleri üzerine yakın dönem çalışmalar paneldeki hem kesit (N) hem de zaman boyutunun (T) yeterince büyük olması durumunda bir dizi tahmin yöntemi önermişlerdir. Görünürde ilişkisiz tahmin (SUR) yöntemi kesit boyutunun (N), zaman boyutundan (T) daha kısa olması halinde uygun tahmin yöntemidir (Asteriou ve Hall, 2007, s.361). Ancak zaman ve kesit boyutunun yeterince büyük olması durumunda daha uygun olan maksimum olabilirlik yöntemine göre bu dinamik yöntemlerde gecikme uzunlukları (p,q) uygun biçimde seçilirse değişkenlerin bütünleşme derecesi ne olursa olsun, I(1) veya I(0), ARDL modelinin PMG ve MG tahminleri tutarlı biçimde elde edilmektedir. Ancak burada iki alternatif

tahminci arasındaki seçim yapma sorunuyla karşılaşılmaktadır. Pesaran vd. (1999) uzun dönem parametrelerin homojenlik sınamasının Hausman testi ile yapılmasını önermişlerdir. Uzun dönem homojenlik varsayımı altında PMG ve MG'nin tutarlı tahminciler olmalarına karşılık, yalnızca PMG etkin tahmincidir.

Şu ana kadar bahsedilen yöntemlerden Havuzlanmış Ortalama Grup (PMG) yöntemi kullanılarak test edilen Jansen (1996)'in hata düzeltme modeli tahmin sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Değişkenlerin uzun dönemde homojen olup olmadığını sınamak için yapılan Hausman testi sonucunda uzun dönem katsayıların homojen olduğu sonucuna ulaşılmış ve temel hipotez altında etkin ve tutarlı tahminci olan PMG'nin uygun tahminci olduğu bulunmuştur. Analizler, 1970'lerdeki esnek döviz kuru politikasına geçiş ve finansal liberalizasyonun sermaye hareketliliği ve cari hesap dinamikleri arasındaki üzerindeki olası etkisini dikkate almak için 1960-1973 ve 1974-2008 olmak üzere iki ana dönemselleştirme temel alınarak yapılmıştır. Bunun yapılmasındaki amaç esnek döviz kurunun benimsenmesinin ve 1970'lerde finans piyasalarındaki liberalizasyonun sermaye hareketliliği üzerindeki olası etkisini sınamaktır. Tablo 6'da sunulan sonuçlar, Ortalama Grup Tahmin (MG) ve bunun tamamlayıcısı olan Havuzlanmış Ortalama Grup Tahmin (PMG) yaklaşımlarının birbirine yakın sonuçlar verdiğini göstermektedir.

Tablo 6

*Jansen (1996) Hata Düzeltme Modelinin Panel Verilerle Sınama Sonuçları*

| Yöntem | Dönem | Sabit $\alpha$ | $(\Delta S)$ $\beta$ | $(S_{t-1} - I_{t-1})$ $\gamma$ | $(S_{t-1})$ $\delta$ | Sermaye Hareketliliği |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Havuzlanmış Ortalama Grup Tahmin Yöntemi (PMG) | 1960-1973 | -0.027 (-1.094) | 0.749 (5.023) | 0.517 (2.701) | 0.479 (3.241) | Düşük |
| | 1974-2008 | 0.372 (1.982) | 0.426 (6.204) | 0.391 (0.186) | 0.413 (1.290) | Yüksek |
| | 1960-2008 | 0.963 (2.104) | 0.419 (3.120) | 0.584 (1.236) | 0.317 (1.224) | Yüksek |

**Not:** Parantez içindekiler t-istatistiklerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike bilgi kıstası kullanılmıştır. Hausman homojenlik test ist. 0.281 olasılık değeri ile 3.044 olarak hesaplanmıştır.

Sonuçlarda dikkat çeken nokta tasarruf katsayısı ile yatırım ve tasarrufların zaman içerisinde birbirlerine uyumunu gösteren hata düzeltme terimi, $\gamma$, katsayısının büyüklük olarak da zamanla azalma gösteriyor olmasıdır. Bu durum, sermaye hareketliliğinin zaman içerisinde kayda değer ölçüde arttığının bir göstergesi olarak düşünülebilir.

### 2.4.4. Panel Eşik Regresyon Analiz Sonuçları

Feldstein ve Horioka (1980) tarafından ortaya atılan bulgular ülkeler arasındaki finansal bütünleşme ve açıklık derecesi üzerine bir tartışma doğmasına vesile olmuştur. Zira özellikle gelişmiş ülkelerde sermaye piyasalarının oldukça bütünleşik olduğu görüşü bu sonuçlara ciddi bir şüpheyle yaklaşılmasını sağlamıştır. Böylece, OECD ülkelerinin başını çektiği birçok değişik ülke için, çeşitli zaman aralıklarında, değişik ekonometrik yöntemler kullanılarak birçok çalışma yapılmıştır. Yapılan bu çalışmalarda, Feldstein-Horioka (1980) yaklaşımı birçok açıdan eleştirilmiş ve son zamanlarda tam sermaye hareketliliğinde bile tasarruf ve yatırımların birbiriyle ilişkili olabileceği tartışılmaya başlanmıştır. Bu eleştirilerden ilki, modelin reel faiz paritesinin geçerli olacağını varsaymasıdır. Ayrıca, gelir ve işgücü artışı ile yatırım ve tasarrufların iktisadi çevrimle aynı yönde hareket etme eğiliminde olmaları (Obstfeld,1986, s.55-103) veya ticarete konu olmayan malların varlığı (Murphy,1986, s.1081-95; Wong,1990, s.60-74); dönemlerarası bütçe kısıtının varlığı (Coakley vd.,1996, s.620-27; Jansen,1997, s.77-83) gibi etkenler yatırım ve tasarrufu aynı anda etkileyebilmektedir. Ülke büyüklüğü, yurtiçi tasarruf ve yatırımların içselliği ve ticarete konu olmayan mallar, nüfus bağımlılık oranı gibi faktörler ülkelerdeki tasarruf ve yatırım arasındaki ilişkinin derecesini etkilemektedir (Harberger,1980, s.334–337; Baxter ve Crucini,1993, s.420; Ho, 2003, s.387-396; Fouquau vd. 2008, s.284-299).

Yakın zamanlarda yatırım ve tasarruf arasındaki ilişkiye açıklık getirmek için yapılan çalışmalarda ise açıklayıcı değişken olarak kullanılan değişkenlerin belli bir eşik değer düzeyinde etkili oldukları öne sürülmüş ve bunun için panel eşik regresyon ve hata düzeltme yöntemi kullanılmıştır (Ho ve Chiu,2001; Ho, 2003; Fouquau vd.,2008). Ho ve Chiu (2001) Türkiye'nin de içinde olduğu 24 ülkenin 1961-1997 verileriyle panel eşik hata düzeltme modeli çerçevesinde Baxter ve Crucini (1993)'nin ülke büyüklüğü hipotezini destekleyici yönde bulgulara ulaşmışlardır. Küçük, orta ve büyük ülkeler şeklindeki sınıflamada, küçükten büyüğe doğru ilişkinin arttığı gözlemlenmiştir. Türkiye'nin de içinde bulunduğu küçük ülkelere ait tahminler istatistiksel açıdan anlamsız bulunmuştur. Bu çalışmada ise yatırım ve tasarruf ilişkisine daha iyi ışık tutmak amacıyla kullanılan kontrol değişkenlerinin eşik değerlere sahip olup olmadığını anlamak için Hansen (1999)'in panel verilere dayalı eşik regresyon yönteminden yararlanılmıştır. Bu yönteme göre yatırım ve tasarruf ilişkisinin eşik

regresyon yöntemiyle gösterimi için ilk aşamada eşik değer olmaksızın aşağıdaki kısıtlı regresyondan yararlanılır.

$$I_{it} = a_{it} + b\, S_{it} + e_{it} \tag{35}$$

Burada, I yatırımların; S tasarrufların GSYİH içindeki payını göstermek üzere i yatay kesit birimler olarak ülkeleri, t ise zamanı temsil etmektedir. Bu regresyon çerçevesinde optimal eşik değeri hesaplamak için aşağıdaki regresyon tahmin edilir:

$$I_{it} = a_i + b_1\, S_{it} I(q_{it} \le g) + b_2\, S_{it} I(q_{it} > g) + e_{it} \tag{36}$$

Burada $q_{it}$ geçiş (transition), $\gamma$ eşik değer parametresi iken, I(.) ise gösterge fonksiyonudur. Regresyondaki hata terimi sıfır ortalama ve sonlu varyansa sahiptir. Optimal eşik değer hata kareleri toplamını minimize eden değerdir. Optimal eşik değeri belirlendikten sonraki aşamada eşik değerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı aşağıdaki hipotez çerçevesinde sınanır (Hansen,1999, s.352-353).

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \tag{37}$$

Boş hipotez altında eşik değer parametresi, $\gamma$, tanımlanmamış olup Hansen bunun için olabilirlik testinin asimtotik dağılımını hesaplamak amacıyla özçıkarım (bootstrap) yönteminden yararlanmıştır. Olabilirlik istatistiği ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{g})}{\hat{s}^2} + e_{it} \tag{38}$$

Burada $\hat{s}^2 = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{g})$ olup $S_0$ kısıtlı $S_1(\hat{g})$ ise kısıtsız regresyonun hata kareleri toplamını göstermektedir. Hesaplanan olabilirlik istatistiğinin büyük değerler alması durumunda temel hipotez reddedilir. Birinci eşik değer hesaplandıktan ve anlamlı bulunduktan sonraki aşama da ikinci bir eşik değer olup olmadığı benzer şekilde aşağıdaki şekilde hesaplanabilir.

$$I_{it} = a_i + b_1\, S_{it} I(q_{it} \le g_1) + b_2\, S_{it} I(g_1 < q_{it} \le g_2) + b_3\, S_{it} I(g_2 < q_{it}) + e_{it} \tag{39}$$

Buna göre ilk aşamada hesaplanan eşik değer veri olmak üzere ikinci eşik değer aynı şekilde modelin hata terimleri karesini minimize eden değer olarak aşağıdaki temel hipotez çerçevesinde hesaplanır (Hansen,1999,s.354-355).

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 \quad (40)$$

Sınamalarda olabilirlik testi için özçıkarım (bootstrap) yöntemine dayalı olasılık değerlerinden yararlanılmıştır. Analizlerde yatırım ve tasarruf ilişkisine daha iyi ışık tutmak amacıyla Hansen (1999)'in panel verilere dayalı eşik regresyon yönteminde kullanılmak üzere ülke büyüklüğü, cari denge, dışa açıklık, nüfus bağımlılık oranı ve kişibaşına düşen gelir gibi kontrol değişkenleri kullanılmıştır. Söz konusu değişkenler ile ilgili açıklamalar Tablo 7'de verilmiştir. Dışa açıklık değişkeni literatürdeki yaklaşımlardan yola çıkarak finansal ve ticari dışa açıklık tanımlarından hareketle oluşturulmuştur. Dışa açıklık değişkeni oluşturulurken yıllık olarak 1960 yılından itibaren Uluslararası Yatırım Pozisyonu'nun ana kalemleri bulunmadığında ya da eksik olduğunda ilgili ülke için sadece ithalat ve ihracatın toplamı alınmıştır. Kişi Başına Gelir değişkeni logaritmik olarak ifade edilmiştir.

Tablo 7

*Panel Eşik Regresyon Analizlerinde Kullanılan Açıklayıcı Kontrol Değişkenleriyle İlgili Bilgiler*

| Değişken | Açıklama | Kaynak |
|---|---|---|
| Cari Denge (CA) | (Cari İşlemler Dengesi/ GSYİH) | IMF-IFS, WDI |
| Dışa Açıklık Oranı (OP) | Uluslararası Yatırım Pozisyonu (UYP)'nun ana kalemleri olarak [(Varlıklar+Yükümlülükler)] + [(İhracat + İthalat) /GSYİH] | IMF-IFS, WDI, OECD, Eurostat, Lane ve Milesi-Ferretti (2006), Lambert ve Laurent (2002) |
| Nüfus Bağımlılık Oranı (PD) | 16-65 yaş aralığında yer almayan nüfusun toplam nüfusa oranı | WDI, World Perspective Data Base |
| Ülke Büyüklüğü (CS) | (İlgili ülkenin GSYİH'nın örneklemdeki ülkelerin GSYİH toplamlarına oranı)*100 | IMF-IFS, WDI, OECD |
| Kişi Başına Gelir (Y) | Reel GSYİH / Nüfus | IMF-IFS, WDI |

Yukarıda verilen değişkenlerin yatırım ve tasarrufları ne ölçüde ve hangi boyutlarda etkilediğini anlamak için yapılan panel eşik regresyon analizlerinde veriler dışsal şoklar ve yapısal kırılmaların etkisini kontrol etmek için ortalamadan arındırılmış

ve durağanlaştırılmıştır. Analizlerde en fazla iki eşik değer olup olmadığı incelenmiş ve her bir değişkene ilişkin eşik değerler ait F istatistikleriyle bunların anlamlı olup olmadığını gösteren özçıkarım (bootstrap) yöntemiyle hesaplanmış olasılık değerleri sonuçları Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8

*Panel Eşik Regresyonlarında Kullanılacak Eşik Değerlerin Saptanması*

| Değişken | Eşik Değer Sayısı | F-istatistiği | Özçıkarımlı p. Olasılık |
|---|---|---|---|
| Cari Denge (CA) | 1 | 15.310 | 0.009 |
| | 2 | 6.281 | 0.371 |
| Dışa Açıklık Oranı (OP) | 1 | 12.770 | 0.029 |
| | 2 | 0.394 | 0.741 |
| Nüfus Bağımlılık Oranı (PD) | 1 | 9.603 | 0.082 |
| | 2 | 1.420 | 0.935 |
| Ülke Büyüklüğü (CS) | 1 | 27.237 | 0.001 |
| | 2 | 5.421 | 0.382 |
| Kişi Başına Gelir (Y) | 1 | 13.074 | 0.032 |
| | 2 | 7.632 | 0.729 |

Tablo 8'de verilen sonuçlardan yatırım ve tasarruf ilişkisini ayrıntılı olarak irdelemek için kullanılan her bir değişkenin istatistiksel olarak anlamlı sadece tek bir eşik değere sahip oldukları görülmektedir. Bu sonuçlara göre yatırım ve tasarrufları dolayısıyla sermaye hareketliliğini etkilediği düşünülen açıklayıcı değişkenlerin her birinin istatistiksel olarak anlamlı bir eşik değere sahip olduğu görülmüştür. İstatistiksel olarak anlamlı eşik değerler saptandıktan sonra sözkonusu açıklayıcı değişkenlerin yatırım ve tasarruflar üzerindeki etkisini ve bu etkinin hangi boyutlarda daha önemli olduğunu anlamak için yapılan eşik regresyon analiz sonuçları ise Tablo 9'da sunulmuştur.

Tablo 9'da sunulan panel eşik regresyon sonuçlarında ilk göze çarpan nokta cari açık oranının göreli olarak yüksek olduğu ülkelerde sermaye hareketliliğini temsilen tasarruf tutma katsayısı ya da yatırım ve tasarruf ilişki katsayısı olarak bilinen katsayının büyüklüğünün de göreli olarak azalmasıdır. Bu durum, cari açığın arttıkça sermaye hareketliğinin de yükseldiği anlamına gelmektedir.

Tablo 9

*Panel Eşik Regresyonların Analiz Sonuçları*

| Eşik Değişken | Eşik Değerli Regresörler | $\beta_{it}$ | t-istatistiği | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|
| Tasarruf | $S_{it}$ | 0.436 | 5.028 | 0.15 |
| Cari Denge (CA) | $S_{it}\, I\,(X_{it} > 4.715)$ | 0.235 | 2.943 | 0.29 |
| | $S_{it}\, I\,(X_{it} \leq 4.715)$ | 0.398 | 1.986 | |
| Dışa Açıklık Oranı (OP) | $S_{it}\, I\,(X_{it} > 2.153)$ | 0.385 | 6.048 | 0.23 |
| | $S_{it}\, I\,(X_{it} \leq 2.153)$ | 0.556 | 3.729 | |
| Nüfus Bağımlılık Oranı (PD) | $S_{it}\, I\,(X_{it} > 0.498)$ | 0.412 | 2.049 | 0.12 |
| | $S_{it}\, I\,(X_{it} \leq 0.498)$ | 0.473 | 2.715 | |
| Ülke Büyüklüğü (CS) | $S_{it}\, I\,(X_{it} > 0.127)$ | 0.641 | 8.503 | 0.18 |
| | $S_{it}\, I\,(X_{it} \leq 0.127)$ | 0.295 | 7.842 | |
| Kişi Başına Gelir (Y) | $S_{it}\, I\,(X_{it} > 2.502)$ | 0.571 | 4.619 | 0.27 |
| | $S_{it}\, I\,(X_{it} \leq 2.502)$ | 0.635 | 3.078 | |

Ayrıca, cari açık için hesaplanan eşik değerin altında ise sermaye hareketliliğinin göreli olarak düştüğü görülmektedir. Benzer şekilde, göreli olarak dışa açıklık oranı belli bir eşik değerin üzerine çıktığında sermaye hareketliliği artarken, eşik değerin altında ise azalmaktadır. Diğer yandan nüfus bağımlılık oranı ve kişi başına gelir seviyesinin belli bir eşik değer dikkate alınsa da yatırım ve tasarrufları dolayısıyla sermaye hareketliliğini çok fazla etkilemediği görülmektedir. Çalışma açısından önemli bir bulguda, ülke büyüklüğünün belli bir değeri aştığında sermaye hareketliliğinin azaldığıdır. Göreli olarak büyük ülkelerde sermaye akışkanlığının düşük; küçük ülkelerde ise daha yüksek olduğu görülmektedir.

# ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

## FİNANSAL BÜTÜNLEŞME DERECESİNİN BİR ÖLÇÜTÜ OLARAK REEL FAİZ PARİTESİ KOŞULUNA YÖNELİK UYGULAMALI VE KURAMSAL YAKLAŞIMLAR

Geçtiğimiz son yarım yüzyılı aşan bir zaman diliminden günümüze kadar olan süreçte en dikkat çekici olgulardan birisi de dünya ekonomilerinin birbirlerine eklemlenme eğilimlerindeki gözle görülür artış olmuştur. Kuşkusuz, daha yakın tarihlerde, ülkelerin finansal serbestleşme ve dışa açılmasına paralel olarak sermayenin uluslararası dolaşımı üzerindeki birçok kısıtlamalar ortadan kalkmış ve uluslararası sermaye piyasaları daha fazla bütünleşmiştir. İkinci Dünya Savaşı sonrasında Bretton-Woods'da temelleri atılan uluslararası finans sistemi doğrultusunda tasarlanan uluslararası para sistemi 1970'li yıllarda meydana gelen ekonomik kriz nedeniyle çökünce, dünya ekonomisinin yanı sıra uluslararası sermaye hareketlerinin de boyutları, kaynakları ve türleri köklü değişikliklere uğramıştır. Küreselleşme sürecinde özellikle 1971 yılında Bretton Woods sisteminin çökmesi ile gelişmekte olan ülkeler başta olmak üzere birçok ülke sermaye hareketleri üzerindeki sınırlamaları kaldırmıştır. Bu nedenle 1970'li yıllar küreselleşme açısından bir dönüm noktası sayılabilir. Küreselleşmenin en önemli etkisi finansal piyasalarda ortaya çıkmış ve teknolojik gelişimin katkısıyla birlikte hızla bütünleşen finansal piyasalar uluslararası sermaye hareketlerinin gerek kaynak, gerek hacminde değişiklik yaratmıştır (Eichengreen, 2003, s.1-13). Bu çerçevede, 1970'li yıllardan bu yana dünya finans piyasalarındaki değişikliklerden en önemlisi, finansal sermaye hareketlerindeki kısıtlamalar altında ülkeler arasındaki bütünleşme derecesindeki artıştır. 1970'lerden itibaren Japonya, İngiltere, Almanya gibi önemli gelişmiş ülkeler, yabancı sermaye yatırımlarını çekebilmek için sermaye kontrolleri üzerindeki sınırlamaları kaldırmıştır. Bunu takiben, 1980'lerden sonra ise gelişmekte olan ülkelerde finansal piyasaların serbestleşmesi, sermaye kontrollerinin ve sermaye piyasası üzerindeki hukuki engellerin kaldırılması izlemiştir. 1980'lerin sonları ve 1990'ların baslarından itibaren Latin Amerika ve Güney Asya'daki bazı gelişmekte olan ülkelerde fiyat serbestîsi uygulaması başlamış ve finansal piyasalar serbestleştirilmeye başlamıştır. Avrupa Birliği Döviz Kuru Mekanizması'na (ERM) üye birçok ülke için sermaye kontrollerinin kaldırılma serüveni ise 1980'li yıllarda başlamış,

1 Temmuz 1990 itibariyle tamamlanmıştır. Bu gelişmelere paralel olarak, yüksek getiri elde etmek amacıyla, bir ülkeden diğer ülkelere doğru hareket eden sermaye akımları günümüzde dünya ekonomisinin en önemli olgularından biri haline gelmiştir. Ülkelerde yaşanan finansal serbestleşme süreçleri, iletişim teknolojisi alanındaki gelişmelerin etkisi ve bilgi teknolojisindeki hızlı ilerlemeler küreselleşmeyi sağlamasının yanı sıra finansal piyasalardaki işlemlerde etkinliği arttırmış ve işlem maliyetlerini azaltmıştır. Bu faktörlerin gelişmesi, dünya genelinde sermaye akımlarının öneminin artmasına ve sermaye akımlarının ülke ekonomileri üzerindeki olumlu ve olumsuz etkilerinin tartışılmasına yol açmıştır (Taylor, 2002, s.725-48). İktisat kuramı, finansal piyasaların artan uluslararası bütünleşme derecesinin ulusal reel faiz oranının yakınsaması yönünde bir eğilim sergileyeceğini öngörmektedir. Dünya ile bütünleşmiş bir ekonomide, bir dizi ekonomik değişken arasında temel denge ilişkisi vardır. Bu denge ilişkileri, piyasalar üzerinde yapay engel bulunmadığı durumlarda enflasyon, faiz oranları, döviz kurları gibi değişkenleri kapsamaktadır. Genel bir ifade ile parite koşulları adı verilen ilişkiler aynı zamanda uluslararası iktisadi ilişkilerin mali yönünü ele alan uluslararası finansında temelini oluşturur.

Bu bölümde ise, önceki bölümdeki gibi OECD üyesi olan ve olmayan ülkelerde reel faiz paritesi koşulunun geçerliliğini sınanılarak bu ülkelerin bütünleşme derecesi hakkında bilgiler sunulmaktır. Reel faiz paritesi hipotezinin (RIP) geçerliliğini yapısal değişime olanak tanıyan doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri çerçevesinde ele almak çalışmanın önemli bir yönünü oluşturacaktır. İktisat yazınında, doğrusal olmayan ekonomik değişkenlerin modellenmesine ilginin son yıllarda arttığı gözlenmektedir. Doğrusal olmayan veri yaratım sürecine sahip serilerin ekonomideki şoklara verdiği tepkiler karmaşık bir yapıya sahiptir, çünkü, stokastik trend bileşenlerine sahip doğrusal olmayan zaman serilerinin tipik bir özelliği, cari şokların, şokun işareti ve/veya büyüklüğüne bağlı olarak, serinin hem geçmiş hem de gelecek gözlemleri üzerinde etki yaratması ve söz konusu etkilerin birbirlerinden farklı büyüklükte olmasıdır. Doğrusal olmayan birim kök sınaması ise, serinin uzun dönem dengesinden küçük ya da büyük, negatif ya da pozitif sapmalara farklı biçimde tepki verebilmesini ifade etmektedir (Aparicio ve Escribano, 1998; Van Dijk, Franses ve Boswijk, 2000; Telatar vd. 2002, s.66-67). Bu modellerin çoğunluğu dengeye uyarlanma da zaman bağımlılığı içerir. İktisadi değişkenler ekonominin gelişme ve durgunluk gibi farklı evrelerinde, farklı dinamiklerin etkisi altında olduklarından bu dönemlerde farklı

özelliklere sahip olmaktadırlar. Doğrusal zaman serisi teknikleriyle modellenemeyen bu değişkenler, doğrusal olmayan tekniklerle modellenmeye çalışılırlar. Bu modellerin çoğunluğu dengeye uyarlanma da zaman bağımlılığı içerir. İktisadi değişkenler ekonominin gelişme ve durgunluk gibi farklı evrelerinde, farklı dinamiklerin etkisi altında olduklarından bu dönemlerde farklı özelliklere sahip olmaktadırlar. Doğrusal zaman serisi teknikleriyle modellenemeyen bu değişkenler, doğrusal olmayan tekniklerle modellenmeye çalışılırlar.

### 3.1. Faiz Oranı Paritesi Koşulları

1970'lerin ortasından itibaren esnek döviz kuru rejiminin tercih edilmesiyle kısa dönemli uluslararası sermaye hareketleri önem kazanmaya başlamış ve bu süreçte faiz oranı paritesi koşulları gündeme gelmiştir. Faiz oranı paritesi, döviz kuru modellerinin belirlenmesinde temel varsayımlardan biri olup; PPP döviz kurlarıyla fiyatlar arasındaki bağlantıyı kurarken, faiz oranı paritesi yaklaşımı döviz kurlarıyla faiz oranları arasındaki bağlantıyı finansal piyasalar yoluyla oluşturmaktadır (Levi, 2005, s.159). Sermaye hareketliliğinin derecesi aynı tipte yurt içi ve yurt dışı varlıkların beklenen getirilerinin eşitlenip eşitlenmediğinin incelenmesiyle de ölçülebilmektedir. Bu getirilerin eşitliği; güvencesiz faiz oranı paritesi (uncovered interest rate parity), güvenceli faiz oranı paritesi (covered interest parity) ve reel faiz paritesi (real interest parity) ile ölçülebilir.

Faiz oranı paritesi temel olarak faiz oranlarındaki değişiklikler ile döviz kurundaki değişiklikler arasındaki ilişkiyi açıklamaktadır. Uluslararası mali yatırımcıların gelirleri açısından faiz oranları ve kur farkı olmak üzere iki faktör söz konusudur. Yatırımcı arbitraj yapmaya karar verirken bu iki faktörü birbiriyle karşılaştırarak hareket etmektedir. Yabancı ülkede, ana ülkeye göre daha yüksek faiz oranı söz konusu ise yatırımcı; faiz farkının, vadeli piyasada ilgili yabancı para üzerindeki iskonto oranından daha büyük olması durumunda fonlarını yurt dışına yatırma yoluna gider. Tersi durumda, ilgili yabancı paranın vadeli piyasada iskonto oranı dış piyasa lehine olan faiz farkından yüksekse, fonları yurt dışına değil ana ülkeye yatırmak daha karlı olur (Seyidoğlu, 2003). Yatırımcılar bu söz konusu faiz-kur farklılıklarından yararlanarak muhtemel kar fırsatlarını değerlendirirler. Yatırımcıların kar güdüsüyle yaptıkları bu işlemler, uluslararası sermaye hareketleri üzerinde herhangi

bir engel bulunmuyorsa, faiz paritesinin ülkeler arasında eşitlenmesini sağlar. Bilindiği gibi faiz oranı farklılıkları uluslararası sermaye hareketlerini etkileyen en önemli faktörlerden birisidir. Bu nedenle uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesinin ölçülmesinde faiz paritesi koşulları sıkça kullanılmaktadır.

Faiz oranı paritesi, bir ülke veya ülke grubu ile diğer bir ülke veya ülke grubunun piyasa faizleri arasındaki uyumu anlamak için kullanılmaktadır. Eğer iki ülke veya ülke grubu arasında yüksek bir uyum öne çıkmaktaysa, bu durumda finansal bütünleşmeden söz edilebilir. Uyumun ölçülmesi için ise bu iki ülke veya ülke grubu arasında ilişki analizleri yapılmaktadır.

Faiz paritesi hipotezinin temel önerisi şu şekilde belirtilebilir; düşük faizli bir ülkenin ulusal parası vadeli piyasada yüksek faizli başka bir ülkenin ulusal parası karşısında, bu faiz farkı tutarında pirim yapar. Yüksek faizli ülkenin parası da vadeli piyasada faiz oranları farkı ölçüsünde iskonto ile satılır. Diğer bir ifadeyle; faiz paritesi teorisine göre, işlem giderlerinin olmadığı bir durumda ve uluslararası mali piyasaların etkin işlediği varsayımı altında, vadeli piyasada bir ulusal paranın diğerine göre yapacağı iskonto veya pirim oranı; tam olarak ülkelerin faiz farkına eşitlenecektir (Seyidoğlu, 2003, s.134-135).

### 3.1.1. Güvencesiz Faiz Oranı Paritesi

Güvencesiz faiz oranı paritesi (UIP), beklenen döviz kuru değerini göz önünde bulundurması nedeniyle hesaplaması zor olan bir ölçüttür. Bu ölçütün yaklaşımına göre ülkeler arası nominal faizlerin farkı, döviz kurlarındaki değişime eşittir. Böyle bir durumda ise farklı döviz türleri üzerinden yapılan yatırımların beklenen getirileri, aynı döviz kuruna çevrildiğinde eşit olmalıdır. Güvencesiz faiz oranı paritesi koşulu şu şekilde ifade edilebilir:

$$i_t^* = i_t^* + \Delta S_t^e \qquad (41)$$

Burada $i_t$ yurt içi; $i_t$* yurt dışı faiz oranını, $\Delta S^e$ ise spot kurun beklenen değerindeki değişim oranını ifade etmektedir. Güvencesiz faiz oranı paritesi koşulu, yurt içi faiz oranının yurt dışı faiz oranından beklenen spot kur oranındaki değer kaybı

kadar düşük veyahut yurt içi faiz oranının yurt dışı faiz oranından beklen spot kur oranındaki değer artışı kadar yüksek olması gerektiğini ifade etmektedir. Bu tür bir formülasyonda denklemin sağ tarafını veri kabul etmek mümkündür. Bu durumda, denklemin sol kısmı da veri hale gelmektedir. Yani, güvencesiz faiz oranı paritesine göre dışa açık küçük bir ekonomi kendi faiz oranlarını ulusal politikalarla belirleyememekte veri kabul etmek zorundadır (Copeland, 2000, s.89-90). Arbitraj, ülkeler arasında aynı tip yurt içi ve yurt dışı varlıkların beklenen getirilerini eşitlemektedir. Bu durumda parite;

$$(1+i_t^*) = E_t[(1+i_t^*)S_{t+1}/S_t] \qquad (42)$$

şeklinde beklentilerle ifade edilebilir. Burada $i_t$; yurt içi faiz oranını, $i_t^*$ yurt dışı faiz oranını, $S_t$; t dönemi spot kur oranını, $S_{t+1}$ ise t+1 dönemi beklenen spot kur oranını göstermektedir. $E_t$ ise beklenti operatörüdür. Bu denklemde (1+it*)St+1/St ifadesi tamamen gözlemlenebilir değerlerden oluşmamaktadır. Dolayısıyla, güvencesiz faiz paritesi teorisi koşulu, beklentilerin nasıl oluştuğuna dair bazı varsayımlar yapılmasını gerektirmektedir. Rasyonel beklentiler varsayımı altında;

$$(1+i_t^*)S_{t+1}/S_t = E_t[(1+i_t^*)S_{t+1}/S_t]+e \qquad (43)$$

şeklinde yazılabilir. Burada e; ortalaması sıfır olan bir rastlantı değişkenidir. Eğer piyasa için en zayıf etkinlik varsayımı dahi geçerliyse; bu durumda e değerleri ardışık bağımlılık içermemelidir. Gerçekleşmiş getiri farkları denklemi şu şekildedir;

$$d_t= (1+i_t) – (1+i_t^*)\ S_{t+1}/S_t \qquad (44)$$

Güvencesiz faiz paritesi teorisi ve rasyonel beklentiler hipotezi altında $d_t$ = -e olarak ifade edilebilir. Dolayısıyla bileşik hipotez $d_t$'nin sıfır ortalama ve seri olarak ilişkisiz olup olmadığının; yani $d_t$'nin e'nin özelliklerine sahip olup olmadığının test edilmesiyle sınanabilir (Montiel, 1994, s.311-350).

Güvencesiz faiz oranı paritesi testlerinin uygulanmasında birçok kuramsal ve ampirik sorun mevcuttur. İlk olarak arbitraja söz konusu varlıkların aynı tipte yani mükemmel ikame varlıklar olması varsayımı oldukça katı bir varsayımdır. Bu

varsayımın geçerli olabilmesi için siyasi koşullar dâhil olmak üzere söz konusu ülkelerin birçok koşulu ve yapısal özelliklerinin aynı olması gerekmektedir. Bunun yanı sıra, yatırımcıların risk tercihleri de oldukça önemlidir. Tam ikame varlık varsayımının geçerli olması için yatırımcıların riske karşı kayıtsız (nötr) olduğu varsayılmalıdır. Yatırımcıların riskten kaçındığı varsayımı yapılması halinde analize pozitif bir risk priminin eklenmesi gerekmektedir. Ayrıca varlıklara ilişkin işlem maliyetleri de aynı olmalıdır. Beklenen gelecek döviz kurunun gözlemlenebilir olmaması nedeniyle, güvencesiz faiz oranı paritesi testi beklenti oluşumuyla ilgili bazı varsayımlarıyla birlikte test edilmelidir. Dolayısıyla hipotezin reddedilmesi iki bileşenden herhangi birinden kaynaklanıyor olabilir (Turanlı, 2008, s.34-35).

Üçüncü sorun ise, Peso problemi olarak adlandırılan küçük örneklem problemidir. Bu sorun sabit döviz kurunun geçerli olduğu; fakat ekonomideki ajanların bir devalüasyon beklentisi içinde bulunduğu durumlarda ortaya çıkmaktadır. Böyle bir durumda, devalüasyon örneklem süresince gerçekleşmemekle birlikte beklentiler nedeniyle, vadeli kur beklenen gelecek spot kur oranını aşmaktadır. Burada problem söz konusu örneklemin küçük olmasından kaynaklanmaktadır (Montiel, 1994, s.311-350). Chinn ve Meredith (2004, s.409-430) çalışmalarında uzun dönemli veriler kullanarak ve örneklemi daha büyük seçerek bu sorunun üstesinden gelmişlerdir. Bu çalışmada güvencesiz faiz paritesi ve rasyonel beklentiler bileşik hipotezi, sapmasızlık hipotezi çerçevesinde test edilmiştir. Fakat Peso probleminin ortadan kalktığı durumlarda dahi, güvencesiz faiz paritesi yaklaşımı döviz kurlarında gözlenen değişimin küçük bir kısmını açıklayabilmiştir (Chinn ve Meredith,2004, s.429-430; Turanlı, 2008, s.35).

Uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesinin ölçülmesi amacıyla kullanılan güvencesiz faiz paritesi, Edwards ve Khan (1985) ile Haque ve Montiel (1991) yaklaşımı olmak üzere iki farklı şekilde ele alınmıştır.

#### 3.1.1.1. Edwards ve Khan Yaklaşımı

Edwards ve Khan (1985, s.377-403), çalışmalarında, kapalı bir ekonomide piyasayı temizleyici yurtiçi faiz oranını, yurtdışı güvencesiz faiz paritesinin ve yurtiçi faz oranının ağırlıklı ortalaması olarak almak suretiyle sermaye hareketliliğini ölçmeyi amaçlamışlardır. Göreli olarak açık ekonomilerde güvencesiz faiz paritesinin, sermaye

kontrollerinin olduğu ülkelerde ise, hem güvencesiz faiz paritesinin hem de yurtiçi parasal koşulların önem taşıdığı sonucuna varmışlardır. Bu yaklaşım daha sonra birçok araştırmada benimsenmiş ve kullanılmıştır. Daha önceki çalışmalarda faiz oranları yalnızca iki uç durum olan mükemmel finansal bütünleşme ve kapalı ekonomi durumları için belirlenmiş ve analizler bu belirlemelere göre yapılmıştır. Fakat yazarlar gelişmekte olan birçok ülkeyi bu iki uç durumdan birine dahil etmenin mümkün olmayacağını ileri sürerek, iki uç durumu birden içeren bir faiz oranı belirleme modeli oluşturmuştur. İlk olarak kapalı ekonomi durumunda faizin nasıl belirlendiğini incelenmiş ve ikisini de içeren bir model oluşturulmuş ve bu model Singapur ve Kolombiya için test edilmiştir. Söz konusu faiz oranı belirleme modeli şu şekildedir:

$$r_t = y\,(r_t^* + \&_t) + (1-y\,)\,(rr_t + p_t^e) \qquad (45)$$

Bu denklemde, $r_t$ ve $r_t^*$, sırasıyla yurt içi ve yurt dışı faiz oranlarını göstermektedir. $\&_t$; döviz kurunun beklenen değişim oranını, $rr_t$; beklenen reel faiz oranını, $p_t^e$ ise t dönemi için beklenen enflasyon oranını; $\psi$ parametresi ise ülkenin finansal açıklık derecesini temsil etmektedir. Denklem, uygun değerler yerine yerleştirilerek, en küçük kareler (EKK) yöntemiyle kolaylıkla tahmin edilebilir (Edwards ve Khan,1985, s.400). Bu tahmin sonucunda $\psi$=1 ise, tam finansal bütünleşmeden bahsedilir. Eğer $\psi$=0 ise, ekonomi dışa kapalıdır ve bu durumda denklem Fisher kapalı ekonomi modeline eşitlenir;

$$r_t = rr_t + p_t^e \qquad (46)$$

Yarı kapalı ya da yarı açık ekonomi durumunda $\psi$ parametresi 0 ile 1 arasında bir değer alır. Parametrenin değeri bire yaklaştıkça finansal bütünleşmenin arttığı, sıfıra yaklaştıkça ekonominin kapalı ekonomi modeline yaklaştığı söylenir. Edwards ve Khan (1985) yaklaşımında da iktisadi aktörlerin riske karşı kayıtsız (nötr) olduğu varsayılmıştır. Aktörlerin riskten kaçınan bireyler olmaları durumunda analize pozitif bir risk pirimi dahil etmek ve risk priminin özellikleri ile ilgili istatistiksel varsayımlarda bulunmak mümkündür (Turanlı, 2008, s.35-36).

### 3.1.1.2. Haque ve Montiel Yaklaşımı

Daha farklı bir yaklaşım ortaya koyan Haque ve Montiel (1991) ise, Edwards-Khan yöntemini, finansal baskıların faiz oranlarının piyasa tarafından belirlenmesine engel olup, yönetilen faiz oranları ortaya çıkardığı varsayımını içerecek şekilde

genişletmişlerdir. Piyasayı temizleyen faiz oranını güvencesiz faiz paritesi ile kapalı bir ekonomide geçerli yurtiçi faiz oranının ağırlıklı ortalaması olarak almaya devam ederken, söz konusu ağırlıkları para talebini de dikkate alacak şekilde tahmin etmektedir. Haque ve Montiel (1991), çalışmalarında Edwards ve Khan (1985) yaklaşımını temel almışlardır. Fakat Haque ve Montiel (1991) yaklaşımına göre, Edwards ve Khan (1985)'ın kullandığı faiz oranı belirleme yöntemi gelişmekte olan ülkelere uygulanabilir değildir. Çünkü gelişmekte olan ülkelerde, Edwards ve Khan (1985) yaklaşımı modelini ampirik olarak test edebilmek için piyasaları dengeye getiren faiz oranının tahmin edilmesi gerekmektedir. Fakat Haque ve Montiel (1991)'e göre gelişmekte olan ülkeler açısından bu değişkenin tahmin edilebilmesi mümkün değildir. Çünkü birçok gelişmekte olan ülkede, organize hisse senedi piyasaları bulunmamaktadır. Bu tip ülkelerde bankacılık sistemi ile işleyen finansal aracılık oldukça yaygındır. Banka varlıklarının faiz oranları ise yasal kısıtlamalara tabiidir. Dolayısıyla, gelişmekte olan ülkelerde etkin işleyen hisse senedi piyasaları bulunmamaktadır. Ayrıca bu ülkelerde aranan değişken ile ilgili veriler, piyasalar etkin işlemediği için gerçek oranı yansıtmamakta ve bu durum da sonuçların sapmalı, hatta yanlış çıkmasına sebep olmaktadır. Birçok gelişmekte olan ülkede, aranılan değişken olan piyasa temizleyici faiz oranı aslında tezgâh üstü piyasalarda belirlenen faiz oranıdır. Fakat bu oran ile ilgili yayınlanmış veriler bulunmamaktadır (Turanlı, 2008,s.37). Bu durumda Edwards ve Khan (1985) yaklaşımı gelişmekte olan ülkeler açısından uygun görünmemektedir. Bu sıkıntıdan kurtulabilmek için Haque ve Montiel (1990), para talebi denkleminden yararlanarak bir faiz belirleme modeli kurmayı önermektedir. Haque ve Montiel (1990), yaklaşımında söz konusu piyasa temizleyici faiz oranının güvencesiz faiz oranı paritesinin geçerli olduğu durumda ortaya çıkan faiz oranı (r*) ve kapalı ekonomi durumunda geçerli olan faiz oranının (r)' nın ağırlıklı ortalaması olarak alınması önerilmektedir. Dolayısıyla;

$$r = j\, r^{*} (1 - j)\, r; 0 \le j \le 1 \qquad (47)$$

Burada φ parametresi sermaye hareketliliğinin derecesini gösteren bir katsayıdır. Eğer; φ parametresi bire eşitse; piyasa temizleyici faiz oranı güvencesiz faiz oranı paritesinin geçerli olduğu durumdaki faiz oranına eşitlenecektir; dolayısıyla mükemmel sermaye hareketliliğinden bahsedilmesi mümkündür. Tersi durumda ise; φ parametresinin sıfıra eşit olması durumunda piyasa temizleyici faiz oranı kapalı ekonomi durumunda geçerli

olan faiz oranına eşitlenecektir; bu durumda ise dışsal faktörlerin faiz oranı belirleme sürecinde herhangi bir rol oynamadığı söylenebilir. Daha önce de belirtildiği gibi; faiz oranı; kapalı ekonomi durumunda gerçekleşen faiz oranıdır. Dolayısıyla bu orana standart para arzı denkleminden ulaşmak mümkündür;

$$M = R + D \tag{48}$$

M; yurt içi para arzını, R; uluslararası rezervlerin ulusal para birimi cinsinden ifadesini ve D ise; yurt içi piyasaya sunulan kredi miktarını göstermektedir. Denklem; ödemeler bilançosu eşitliği ile birleştirildiğinde aşağıdaki denklem elde edilebilir;

$$M = R_{-1} + D + CA + KA_G + KA_P \tag{49}$$

CA, $KA_G$ ve $KA_p$; sırasıyla cari hesap, kamu kesimi sermaye hesabı ve özel kesim sermaye hesabını ifade etmektedir. Para talebi fonksiyonu ise şu şekilde ifade edebilir;

$$\log (M^D / P) = a_0 + a_1 r + a_2 \log y + a_3 \log (\frac{M}{P})_{-1}; a_1 < 0, a_2, a_3 > 0 \tag{50}$$

Bu yolla elde edilen denklem, yalnız gözlenebilir değişkenleri içermektedir ve gelişmekte olan ülkeler açısından da ulaşılabilen verilerden oluşmaktadır. Edwards ve Khan (1985) modeli 15 gelişmekte olan ülke için test etmiş ve tutarlı sonuçlara ulaşmıştır. Bu çalışmadaki söz konusu 15 gelişmekte olan ülke içinde Türkiye de bulunmaktadır. Ulaşılan sonuç, Türkiye'de söz konusu iki uç durumun; yani kapalı ekonomi ve tam finansal bütünleşme durumlarının dışarıda bırakılabileceği yönündedir. Bu sonuç Türkiye'de yurt içi faiz oranlarının hem içsel hem de dışsal faktörler tarafından etkilendiği şeklinde yorumlanabilir(Turanlı, 2008, s.37-38).

Edwards ve Khan (1985) ve Haque ve Montiel (1990) yaklaşımları, gelişmekte olan ve yüksek enflasyon yaşayan ülkelerde sermaye hareketliliğinin olduğundan yüksek tahmin edilmesi ile sonuçlanan ortak bir sorun teşkil etmektedir. Bu problem, kurda beklenen değişimin tamamen uluslararası güçlere atfedilmesinden kaynaklanmaktadır (Willet vd. 2002, s.421-434). Edwards ve Khan (1985) yaklaşımında yurt içi faiz oranı üzerindeki yurt içi etkiler yanlış bir biçimde uluslararası arbitrajın etkisi olarak yorumlanabilir ve bu durum uluslar arası sermaye hareketliliğinin derecesinin tahmininde bir sapmaya yol açabilir. Bu sapma enflasyonun yüksek olduğu

ülkelerde daha da büyük olmaktadır. Haque ve Montiel (1990) yaklaşımında da benzer şekilde yüksek enflasyon görülen ülkelerde hesaplanan uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesinde sapmalara rastlanmıştır (Willet vd.,2002, s.430). Bu sapmadan kurtulmak için yazarların önerisi, reel faiz bağlantılarına odaklanmak şeklindedir. Ayrıca, her iki yaklaşımda karşılaşılan ortak bir sorun, bu yaklaşımlarla elde edilen ölçümlerin sermaye hareketliliğinin derecesinin zaman içinde nasıl değiştiği hakkında bilgi vermemesidir. Bu yaklaşımla elde edilen testler uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesini belli bir dönem için göstermektedir (Dooley vd. 1997, s.1-35; Turanlı, 2008, s.38-39).

Özetle, yurtiçi faiz oranlarının belirlenmesinde yurtdışı faktörleri yurtiçi faktörlere göre ağırlıklarını tahmin ederek kullanan Edwards-Khan ve Haque-Montiel yaklaşımlarında, yurtdışı faktörlerin ağırlığının yüksek olması, ülkenin yurtdışı piyasalarla bütünleşme derecesinin de o kadar yüksek olduğu şeklinde yorumlanmaktadır.

### 3.1.2. Güvenceli Faiz Oranı Paritesi

Faiz oranı pariteleri içinde en kolay hesaplanabilen, güvenceli faiz oranı paritesidir. Bu paritede nominal faiz oranları hesaba katılmaktadır. Bu koşul, farklı piyasalarda karşılaştırılabilir varlıkların faiz oranları farkı olarak tanımlanmaktadır. Bu fark vadeli oran ile kur riskine karşı koruma altına alınmıştır. Parite koşulu şu şekilde ifade edilebilir:

$$\frac{F}{S} = \frac{1 + r_t}{1 + r_t^*} \tag{51}$$

Buna göre; yurt içi faiz oranı, yurt dışı faiz oranından vadeli kur iskontosu kadar düşük, veya yurt içi faiz oranı yurt dışı faiz oranından vadeli kur primi kadar yüksek olmalıdır. Bu pariteden herhangi bir sapma ortaya çıkması, piyasada değerlendirilmemiş karlı arbitraj olanaklarının varlığına işaret etmektedir. Fakat bunun dışında birçok sebep pariteden sapmaya yol açabilmektedir. Bunlardan birkaçı, yüksek işlem maliyetleri, bilgi edinme sürecinin maliyetli olması, devlet müdahalesi, yasal engeller ve sermaye piyasası etkinsizliği gibi sebeplerdir (Taylor,1986, s.430,438). Güvenceli faiz paritesi koşulunda, yurt içi ve yurt dışı varlıklar risk yapısı itibariyle aynıdır; çünkü bu koşulda her iki strateji de risk içermemektedir. Bu durumda söz konusu varlıklar mükemmel

ikame varlıklar olarak değerlendirilebilirler (Melvin, 2003). Güvenceli faiz paritesi koşulu faiz farklılıklarının sıfır olmasını gerektirir.

$$\ln(1+r_t) - \ln(1+r_t^*) - \ln F_t + \ln S_t = 0 \qquad (52)$$

Yukarıdaki koşul incelenerek model test edilebilir. Burada işlem maliyetlerinin sıfır olduğu varsayılmaktadır. Bu yöntemi kullanan çalışmalarda gerek gelişmiş, gerekse gelişmekte olan ülkelerde sermaye hareketliliğinin derecesi oldukça yüksek olarak bulunmaktadır. Chinn ve Dooley (1997,s.81-95) çalışmalarında bu yöntemle elde edilen sonuçların yanlış yönlendirmelere sebep olabileceğini belirtmişlerdir. Bu durum söz konusu yöntemle sermaye hareketliliğinin ölçümünün yalnız vadeli kur oranının mevcut olduğu ülkelerde uygulanabilir olmasından kaynaklanmaktadır. Vadeli kur oranının mevcut olduğu ülkeler ise, finansal liberalizasyonda hali hazırda ileri düzeye gelmiş bulunan ülkelerdir (Chinn ve Dooley, 1997, s.90-98).

Güvenceli faiz oranı paritesi koşulu, güvencesiz parite koşuluna göre daha az varsayımda bulunmaktadır. Güvenceli faiz paritesi koşulunun geçerli olabilmesi için; piyasada yeterli miktarda serbest kaynak olması, piyasaların etkin ve işlem maliyetlerinin ihmal edilebilir düzeyde olması gerekmektedir. Bu koşulun geçerli olabilmesi için beklentilerin nasıl oluşturulduğu veya ekonomik ajanların risk tercihlerinin ne yönde olduğuna ilişkin varsayımlar gerekmemektedir. Fakat birçok gelişmekte olan ülkede vadeli kur piyasaları bulunmaması nedeniyle veri sıkıntısı ile karşılaşılmaktadır. Ayrıca vadeli kur piyasaları bulunsa bile etkin olarak işleyen vadeli kur piyasaları yoktur ve bu durum nadiren elde edilebilen verilerin sıkıntılı olmasına sebep olmaktadır. Finansal piyasalarla bütünleşmenin ve dolayısıyla uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesinin ölçülmesinde güvenceli faiz paritesi teorisinin kullanılmasında daha temel bir zorluk bulunmaktadır. Güvenceli faiz farklılıklarının bulunması sermaye hareketliliğinin mükemmel olmadığının geçerli bir kanıtıdır; fakat tersi geçerli değildir, Güvenceli faiz farklılıklarının olmayışı mükemmel sermaye hareketliliği için geçerli bir kanıt olarak görülemez (Willet, vd., 2002, s.421-434).

### 3.1.3. Reel Faiz Paritesi Yaklaşımı

Uluslararası sermaye hareketliliğinin ve piyasa bütünleşme derecesinin bir diğer ölçütü olarak yaygın şekilde kullanılan reel faiz paritesi koşulunun (RIP) mantığı da diğer faiz paritesi koşullarının mantığı ile aynıdır. Ancak Reel Faiz Oranı Paritesi, diğer parite koşullarına göre finansal bütünleşme daha kapsamlı ölçmektedir. Zira bu ölçütte sermaye hareketleri ile birlikte makro iktisadi uyum da göz önüne alınmaktadır. Ölçütün dezavantajı da bu noktada ortaya çıkmaktadır, çünkü sermaye hareketleri nispeten kısa vadede meydana gelirken makro iktisadi uyum ise uzun vadede gerçekleşebilir. Diğer parite koşullarında olduğu gibi, mükemmel finansal bütünleşme söz konusuysa ve dolayısıyla sermaye hareketliliğinin derecesi yüksekse, bu durum; ülkeler arasında reel getirileri eşitleyecektir (Dutton, 1993, s.62-77). Kuram, mükemmel çalışan piyasalarda rasyonel beklentiler varsayımının geçerli olması durumunda mal ve varlık piyasasındaki arbitrajın ülke ekonomilerinin reel faiz oranları arasında eşitliği sağlayacağını vurgulmaktadır. Diğer bir deyişle, göreli PPP, UIP ve etkin piyasa hipotezi altında faiz oranı farklılıkları, sıfır ortalama etrafında dönen bir süreç takip eder.

Basit parasalcı model yukarıdaki yaklaşımla tamamıyla bağdaşan bir kuram niteliktedir. Frankel (1976), bu kuram için öncü bulguları ortaya koymuştur. Ancak parasal modelde olduğu gibi mükemmel çalışan piyasaların var olmaması durumunda da reel faiz oranı farklılıkları gerçekleşebilir. Dornbusch (1976)'un modelinde fiyat uyarlama mekanizmasındaki cansızlık kısa dönemli bir reel faiz oranı farklılığı yaratmaktadır. Bu kuram için görgül bulgular Frankel (1979) tarafından ortaya konulmuştur. Faiz oranı farklılıklarının bu tip olumsuzluklarda nasıl ortaya çıktığını ortaya koymak için bu bölümde PPP ve UIP ihlallerinin en yaygın yönleri açıklanacaktır. İşlem maliyetlerinin, risk priminin ve beklentilerin rasyonel olmaması (Peso sorunları ya da uyarlanabilir beklentiler vs. nedeniyle) sırasıyla PPP ve UIP 'den sapmaların tipik örnekleridir. Bu bağlamda bu bölümde açık ekonomide reel faiz oranı farklılıklarını açıklamaya yönelik kuramsal yaklaşımlar ve bununla ilişkili görgül bulgular ele alınacaktır.

### 3.1.3.1. Reel Faiz Paritesi Oranı Kuramı

İktisadi değişkenlerin davranışını etkileyen ve yönlendiren temel güçlerden biri de fiyat farklılıklarından yararlanmak amacıyla bir mal ya da varlığın farklı piyasalarda alım ve satımı olarak tanımlanan arbitrajdır. Dışa açık bir ekonomide iktisadi değişkenlerin davranışlarını açıklayan kuramlar mal ve varlık piyasalarındaki arbitrajın faiz oranlarını belirlemede çok önemli bir güç olduğunu vurgular. Aşağıda açıklanacak olan UIP koşulu, varlık piyasasında sömürülecek aşırı karın olmamasının imkânsızlığını formüle eder. Arbitraj, tam varlık ikame edilebilirliğinin ve sermaye akışkanlığının var olduğu dışa açık küçük bir ekonomide aşağıdaki koşulu sağlar:

$$i_{t,k} = i^{*}_{t,k} + (s^{e}_{t,k} - s_t) \tag{53}$$

(53) numaralı denklikte t zamanı, e, beklenen değeri, $s_t$ yabancı paranın ulusal para cinsinden fiyatı olarak tanımlanan spot döviz kurunun doğal logaritmasını, $i_t$ k dönemli vadeye sahip bononun faiz oranını, * ise yabancı ekonomiyi temsil eder. Basitlik açısından k=1 olarak kabul edilmiştir. Tek dönemli vadeye sahip bono için döviz kurunun beklenen değer kaybı aşağıdaki logaritmik fark denkliği ile tanımlanır:

$$\Delta s^{e}_{t+1} = s^{e}_{t+1} - s_t \tag{54}$$

Δ, birinci fark operatörüdür. Faiz oranı dışındaki alt indisler doğal logaritmayı ifade etmektedir. (54) numaralı denklik tekrar yazılırsa (55) numaralı denkliğe ulaşılır.

$$i_t - i^{*}_t = \Delta s^{e}_{t+1} \tag{55}$$

Basitlik açısından ulusal ekonomi ve yabancı ekonomi arasındaki nominal faiz oranı farklılıkları, (NID); reel faiz oranı farklılığı ise (RID) olarak adlandırılmıştır. Buna göre (53) numaralı denklik aşağıdaki şekilde tekrar yazılır:

$$nid_t = \Delta s^{e}_{t+1} \tag{56}$$

(56) numaralı denklikte $nid_t = i_t - i^{*}_t$ olarak ifade edilir. Bu denklik, t dönemindeki nominal faiz oranı farklılıklarının t ve t+1 dönemleri arasındaki beklenen aşınmaya eşit olacağını göstermektedir. Denge nominal faiz oranı farklılıkları değeri, iktisadi birimlerin ulusal paranın değer kaybı beklentilerinin derecesine bağlı

olmaktadır. Burada belirtilmesi gereken diğer bir nokta UIP'nin reel faiz oranı farklılıklarını tek başına açıklayamamasıdır. UIP, reel faiz oranı farklılıklarını açıklayabilmek için satın alma gücü paritesi kuramına (PPP) ihtiyaç duyar. PPP ortak bir para birimine çevrildikten sonra ulusal fiyat düzeylerinin eşit olması gerektiğini öngörür. PPP ulaşım maliyetleri olmaksızın, ülkeler arasında ticarete konu olan tek ve türdeş bir mal için arbitraj koşulundan elde edilir. Mutlak PPP koşulu aşağıdaki şekilde tanımlanır:

$$P_{t+1} = S_{t+1} P^*_{t+1} \tag{57}$$

(57) numaralı denklikte $P_{t+1}$ ve $P^*_{t+1}$ sırasıyla ulusal ve yabancı fiyat endekslerini ifade eder. Mutlak PPP'nin daha az bağlayıcı biçimi (57) numaralı denkliğin doğal logaritmasının alınmasıyla elde edilir:

$$p_{t+1} = s_{t+1} p^*_{t+1} \tag{58}$$

Denkliğin her iki tarafından bir dönem gecikmeli değerler düşülürse döviz kurundaki değişim aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta s_{t+1} = p_{t+1} - p^*_{t+1} \tag{59}$$

Buna göre ulusal ve yabancı enflasyon oranları $\Delta p_{t+1} = p_{t+1} - p_t = p_{t+1}$ ve $\Delta^* p_{t+1} = p^*_{t+1} - p^*_t = p^*_{t+1}$ olarak hesaplanır. (59) numaralı denklik, göreli PPP olarak bilinir. Reel Faiz Oranı Paritesi Hipotezinin son temeli rasyonel beklentiler hipotezidir:

$$\Delta s^e_{t+1} = \Delta s_{t+1} + e_{t+1} \tag{60}$$

(60) numaralı denklikte $\varepsilon_{t+1}$, hata terimi olup $s_{t+1}$'in tahmin hatasına eşittir. (56), (59) ve (60) numaralı denkliklerin birleştirilmesi ile (61) numaralı denkliğe ulaşılır:

$$nid_t - (p_{t+1} - p^*_{t+1}) = e_{t+1} \tag{61}$$

(61) numaralı denklik alternatif olarak aşağıdaki şekilde de yazılabilir:

$$rid_t = e_{t+1} \tag{62}$$

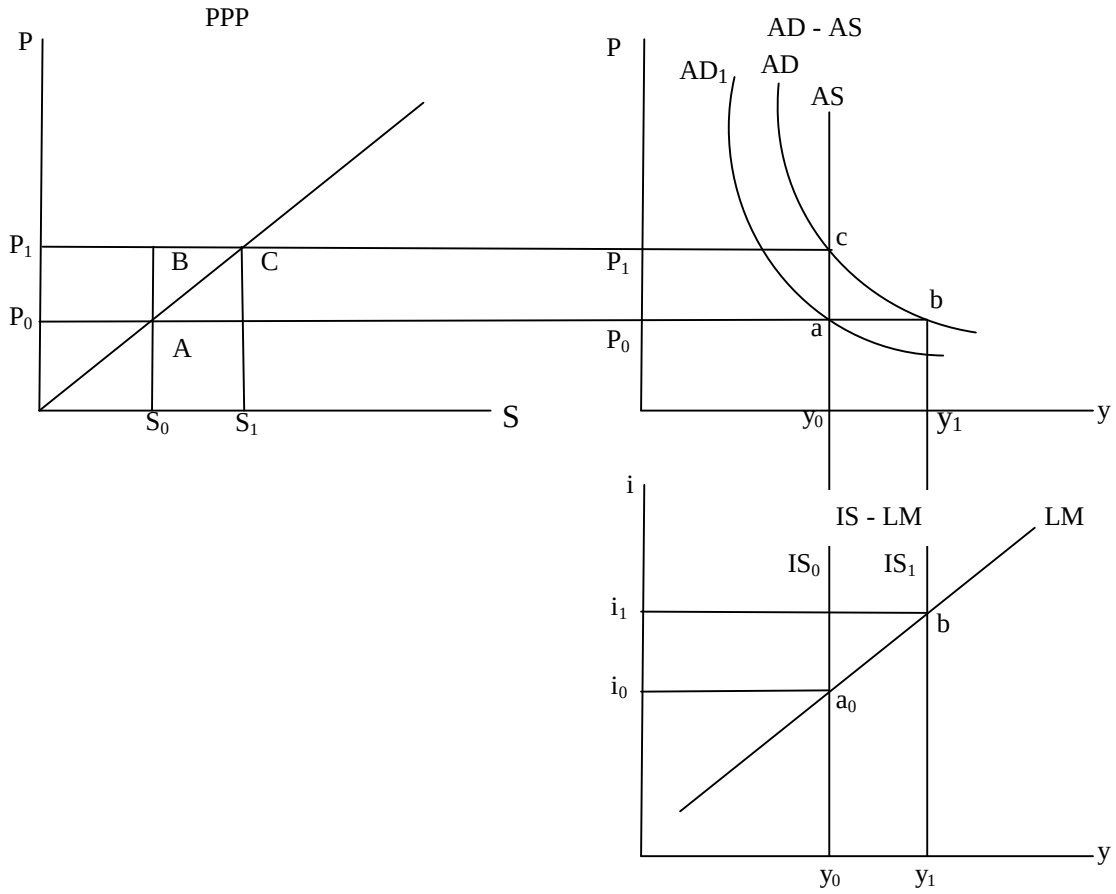
(62) numaralı denklik UIP, PPP ve rasyonel beklentiler altında $rid_t$'nin döviz kuru değer kaybı ile ilişkili, öngörülemeyen hata terimine eşit olacağını ortaya koyar. (62) numaralı denklikten reel faiz oranı farklılıklarının koşulsuz ortalaması veya beklenen değerinin sıfır olacağından uzun dönemde var olmayacağı gözlemlenebilir. Sonuç olarak reel faiz oranı farklılıkları dinamiklerinin uluslararası finansın üç temeline dayandığı açıktır.

### 3.1.3.1.1. Parasalcı Model

Döviz kurunun belirlenmesinde temel parasal yaklaşımı analiz etmek bu modelin aşağıda açıklanacağı üzere ülkeler arasındaki reel faiz oranlarının eşitliğini içermesinden dolayı önemlidir. Döviz kurlarına parasal yaklaşım temellerini Klasik Genel Denge Modelinden almaktadır. Bu yaklaşımda toplam arz eğrisi dik olup fiyatların tüm piyasalarda tam esnek olduğunu ve çıktının sadece verimlilik ve üretim faktörlerindeki değişmelerden etkilendiğini ima etmektedir. Toplam talep eğrisi fiyatlar genel düzeyini belirlemekte olup parasal ve reel değişkenler arasında dikotomi söz konusudur. Örnek vermek gerekirse para stokundaki değişmeler tamamıyla fiyatlar genel düzeyine yansımaktadır. PPP, dış sektör (mal piyasası) ile ilgili temel varsayım, UIP ise beklentilerin içerilmesi için bir yol niteliğindedir. Gerçekten de UIP iktisadi birimlerin gelecekte elde edeceği getirileri ölçebildiği durumu yansıtmaktadır (Ferreira 2005, s.28-29). Parasalcı yaklaşım aynı zamanda para talebinin aşağıdaki şekilde bir genelleştirilmiş formunu varsayar:

$$m_t = ly_t + p_t - yr_t \qquad (63)$$

(63) numaralı denklik reel balans talebinin gelir ($y_t$) ile aynı yönlü, faiz oranları ile ters yönlü ilişkisini göstermektedir. Nominal para stoku ($m_t$), fiyatlar genel düzeyi ($P_t$) ile ifade edilmektedir. Tüm değişkenler doğal logaritma cinsinden yazılmıştır. $\lambda$ ve $\psi$ sırasıyla para talebinin gelir ve faiz esnekliklerini göstermektedir.




*Şekil 3.* Parasalcı modelde reel faiz oranı farklılıkları

Kaynak**:** Ferreira, 2005, s.70

Parasalcı modelde Şekil 1'de açıklanmış olan IS-LM modeli çerçevesinde reel faiz oranı farklılıklarının nasıl meydana geldiğini anlamak yararlı olacaktır. Bu gösterimde, PPP eğrisi sol grafikçe temsil edilmektedir. Sağdaki grafik toplam arz ve talep eğrilerini, sağ alttaki şekil IS-LM eğrilerini içermektedir. Mal piyasasındaki dengenin tekliği ihtimalinden dolayı IS eğrisi dik olarak çizilmiş olup bu koşul aynı zamanda toplam arz eğrisinin dik çizilmesiyle de belirtilmiştir. Toplam arz eğrisinin eğimi fiyatların esnek olduğu varsayımına dayanarak belirlenmektedir. Dengede, iktisadi birimlerin para arzındaki beklenen bir artış nedeniyle döviz kurunun değer kaybını beklemeleri durumunda ortaya çıkan geçici nitelikli bozulma sürecini incelemek gerekmektedir (Ferreira 2005, s.29-30). Ekonominin başlangıç itibariyle *A, a* ve $a_0$ ile temsil edilen denge noktasında olduğu kabul edilsin. Para stokunun değişmediği varsayımı altında, döviz kurunda beklenmeyen bir değer kaybı yurtiçi nominal faiz oranlarında bir artışa neden olacaktır. Faiz oranlarındaki bu artış para balanslarında bir fazlalık yaratacaktır. Zira paranın miktar teorisine göre bireyler mal ve hizmet satın

alarak para balanslarını düşürmekte, böylelikle de mallara olan talep yükselmektedir. Bu durumda IS eğrisi geçici olarak sağa kayar. Buna bağlı olarak toplam talep de sağa kayar ve ekonomi yine geçici olarak çıktı talebinin $y_1$ olduğu $b$ noktasına ulaşır. Ancak, bu noktada üretilen maksimum çıktı $y_0$ olup fiyatlar artan taleple birlikte yükselmektedir. Fiyatlar genel düzeyi, arz ve talep eğrisi dengeye ulaşıncaya kadar yükselmeye devam eder. Ancak, PPP eğrisindeki B noktası dikkate alınırsa, ekonominin başlangıç döviz kuru ile rekabetçi durumun altında olduğu anlaşılmaktadır. Bu süreçte yurtiçi genel fiyat düzeyinin yükselmesi ile birlikte ithalat yükselir ve ihracat düşer. Sonuç olarak ulusal paraya olan talep düşer ve döviz kuru değer kaybeder. Nihai denge, nominal döviz kurunun $S_1$'e yükselmesiyle sağlanır. Sürecin tümü oldukça hızlı bir biçimde gelişir. Faiz oranlarındaki ilk yükseliş, kendiliğinden gerçekleşen değer kaybı beklentisine yol açar. Zira yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar PPP yolu ile eşitlendiğinden ödemeler dengesinde dengeyi sağlayabilmek için yurtiçi fiyatlar yükselmeye devam eder. Sonuç olarak, IS eğrisi $a_0$'daki başlangıç noktasına geri döner ve aşırı para arzı yurtiçi fiyatların yükselişiyle ortadan kalkmış olur (Ferreira, 2005, s.29-30).

Yukarıda bahsedilmiş olan süreç farklı bir yolla da açıklanabilir. Para arzındaki artış beklentisiyle iktisadi birimler, yurtiçi paranın değer kaybedeceği şeklinde bir beklentiye girerler. Başlangıç itibariyle değişmemiş olan yurtiçi faiz oranı veriyken bu tür bir beklenti ülkeden sermaye kaçışına, dolayısıyla da aşırı para talebi ve yurtiçi faiz oranında bir yükselişe neden olacaktır. Değer yitiren ulusal para, yurtiçi çıktının arzdan fazla olduğunu yansıtmaktadır. Diğer yandan, fiyat yükselişi mal ve para piyasalarını temizleyerek denge götürecektir. Özetle, parasal modelde beklenen değer kayıpları otomatik olarak gerçekleşmekte olup bu süreçle paralel şekilde fiyat değişimleri gerçekleşmekte, sonuç olarak da zamanın her noktasında Reel Faiz Paritesi koşulu geçerli olmaktadır.

### 3.2. Reel Faiz Oranı Paritesinden Sapmalar

Aşağıdaki dört önemli şartın sağlanmasını gerektiren Reel faiz paritesi koşuluna (RIP), Fisher açık ekonomi modeli ile PPP koşulları birleştirilerek ulaşılabilir (Hallwood ve Macdonald, 1994, s.45):

(a) Güvencesiz Faiz Paritesi Koşulu (UIP)
(b) Beklenen Satınalma Gücü Paritesi (PPP)
(c) Yurtiçi Ülkede Beklenen Fisher Denkliği
(d) Yurtdışı Ülkede Beklenen Fisher Denkliği

Bu dört koşulu kullanarak yapılan bazı değişikliklerle beklenen RIP sapmalarını açıklayan faktörleri gösteren bir ifade elde edebilir. Reel faiz oranı farklılıklarının nedenlerini araştırmak için bu teorinin altındaki varsayımların gerçek dünya ile uygunluğunun onaylanması gerekmektedir. Reel Faiz Oranı Paritesi Hipotezinden sapmalar, rasyonel beklentiler hipotezinin ihlallerinin UIP'den sapmalar kapsamında olduğu için göreli PPP ve UIP'den gerçekleşen (expost) sapmalar olarak açıklanabilir. Bu bağlamda PPP, UIP ve rasyonel beklentilerdeki her olası sapma, (62) numaralı denklikte öngörülenden farklı bir reel faiz oranı farklılığının ortaya çıkmasına neden olmaktadır.

### 3.2.1. Satın Alma Gücü Paritesin (PPP)'den Sapmalar

PPP'yi test etmeye yönelik oldukça fazla sayıda çalışma mevcut olup bu alt bölümün amacı bu testleri gözden geçirmek değildir. Bu çalışmalarda ulaşılan sonuçları derleyen Rogoff (1996, s.647-668), temel ampirik sonuçlardaki fikir birliğini vurgulamıştır. Rogoff (1996), reel döviz kurundaki kısa dönem oynaklığın ve şokların etkilerinin yavaşça ortadan kalkmasının etkisinin PPP ile ilgili temel olgular olduğunu öne sürmüştür. Rogoff (1996)'a göre bu konudaki temel soru PPP'nin bu temel iki olguyla nasıl bağdaştırılacağıdır. Zira bu iki olgu ne reel ne de parasal şok niteliğindedir. Rogoff (1996)'a göre kısa dönem fiyat katılığı bu işlevi görmektedir. Balassa–Samuelson Hipotezi, PPP ve ampirik bulguları buluşturmaya çalışan başka bir çaba niteliğindedir. Ağırlıklı olarak ticarete konu olmayan malların düşüşüne yol açan kamu harcamalarının yurtiçi fiyatlara baskısını vurgulayan bu yaklaşım, bağdaştırma amacı taşıyan bir katkı niteliğindedir. Ancak, Rogoff (1996, s.660)'a göre mal piyasasındaki friksiyonlar PPP'den sürekli sapmaları daha iyi açıklamaktadır. Gümrük tarifeleri, ulaşım maliyetleri, tarife dışı engeller, piyasa fiyatlamaları (arbitrajı sınırlayan tekelci firmalar), alıp satılan mallarda ticarete konu olmayan bileşenler (kira, işgücü, sigorta vs.) ve kalite farklılıkları ülke ekonomileri arasındaki fiyatların arasına bir takoz

şeklinde girer. Sonuç olarak, nominal döviz kuru hareketleri göreli yurtiçi fiyatlarda anında ve oransal bir etki yaratmak zorunda değildir (Ferreira, 2005, s.31).

Rogoff (1996)'a göre PPP'den sapmalar ortalamaya dönme eğiliminde, ancak yavaş bir orandadır. Uzun dönem PPP'nin geçerli olduğu görüşü Sarno ve Taylor (2002) gibi araştırmalarda paylaşılan bir yaklaşımdır. Ancak bu yazarlar, reel döviz kurunun dengeye yönelik hareketindeki doğrusal olmayan nitelikler üzerinde de durmuştur. Yazarlar, bu değişkendeki doğrusal olmayan hareketin yüksek süreklilik ve oynaklık sorununun çözümünde bağdaştırıcı rol oynayacağı görüşünü savunmaktadır. Döviz kurları dengeye yaklaştıkça küçük şokların etkisi daha küçülecektir. Diğer yandan reel döviz kurları geniş çaplı şoklar olması durumunda dengeye hızlı bir şekilde dönecektir. Düşük hızlı bir uyarlamanın olduğuna dair bulgular tartışmaya açıktır. Taylor (2001, s.473-498), ampirik testlerde düşük frekanslı veri ve doğrusal ekonometrik spesifikasyon kullanımını eleştirmiştir. Sarno vd. (2004, s.1-25), tek fiyat kanunundaki doğrusal olmayan özelliği test etmiş ve konuyla ilgili yapılmış çalışmaları sunmuştur. Yazarlar eserlerinin tek fiyat kanunundan sapmalara yönelik bir geçiş görüşü üzerinde oluşan fikir birliğinin oluşumuna katkı yaptığını iddia etmiştir. Doğrusal olmayan dinamikler esas olarak işlem maliyetleri temelinde hareket etmektedir. Piyasadaki görünmez el, farklı ülkelerdeki malları tahsis eder ve PPP'ce öngörüldüğü şekilde fiyatları eşitliğe ulaştırarak ortak bir para cinsinden ölçülmesini gerçekleştirir. Diğer bir deyişle, kuram tam rekabetle aynı varsayımlara sahiptir. Bu yüzden, varsayımların gerçekleşmesinde herhangi bir eksiklik PPP'nin geçerli olmamasına neden olmaktadır. Piyasa aksaklıkları söz konusu ise reel döviz kuru PPP değerinden sapabilmektedir (Ferreira, 2005, s.32-33).

Bu bölümde, yukarıda bahsedilmiş bazı varsayımlardaki eksikliklerin reel faiz oranı farklılıklarını kuramsal olarak nasıl etkileyeceği ele alınacaktır. Bu amaçla ilk olarak Dornbusch (1976) tarafından ileri sürülmüş yapışkan fiyatların genel bir modeli ile başlayıp daha sonra doğrusal olmayan niteliklerin kaynaklarını tartışılacaktır.

#### 3.2.1.1. Yapışkan Fiyatlar

Dornbusch (1976)'un modeli parasalcı model çerçevesinde geliştirilmiş olsa da kısa dönemde PPP'nin geçerli olmaması şeklindeki varsayım ülkeler arasındaki faiz

oranı farklılıklarının farklı bir davranışını karakterize eder. Bu modelin önemli bir boyutu varlık ve mal piyasalarında uyarlama hızının farklılığıdır: UIP her zaman gerçekleşirken PPP sadece uzun dönemde geçerlidir. Diğer bir deyişle, başlangıçta yatık olan toplam arz eğrisi zaman boyunca dikey hale gelir (Ferreira, 2005, s. 33).

.

Rasyonel beklentili UIP'den enflasyon farklılıklarının düşülmesiyle ((56) numaralı denkliğin her iki tarafından beklenen enflasyon farklılıklarının düşülmesi) (64) numaralı denkliğe ulaşılır:

$$rid_t^e = \Delta q_{t+1}^e \qquad (64)$$

(64) numaralı denklikte $rid_t^e$, exante reel faiz oranı farklılıkları, $\Delta q_{t+1}^e$ ise reel döviz kurundaki beklenen değişmedir. Reel faiz oranı farklılığı, göreli PPP sabit kabul edilmişken gerçekleşen (ex-post) reel döviz kuru farklılığı olarak tanımlandığı için rasyonel beklentiler varsayımı altında (64) numaralı denklik aşağıdaki şekilde yazılır:

$$rid_t^e = rid_t + e_{t+1}^p = \Delta q_{t+1} + e_{t+1} + e_{t+1}^p \qquad (65)$$

(65) numaralı denklikte $e_{t+1}^p$ klasik özelliklere uymakta ve enflasyon farklılığının tahmin hatası olarak tanımlanmaktadır. (60) numaralı denklikte $\varepsilon_{t+1}$'in döviz kurundaki değişikliğin tahmin hatası olarak tanımlandığı dikkate alınacak olursa (65) numaralı denklik gerçekleşen (expost) reel döviz kuru farklılığı olarak basitleştirilebilir:

$$rid_t = \Delta q_{t+1} + e_{t+1} \qquad (66)$$

(66) numaralı denklikte fiyat yapışkanlığının Reel Faiz Oranı Paritesi Hipotezinin öngörülerini ne şekilde değiştirdiğini göstermektedir. $\Delta q_{t+1}$ değeri sıfıra eşit değilse reel döviz kuru reel faiz oranı farklılığının belirlenmesinde bir rol oynamaktadır.

Dornbusch (1976)'dan alınan (67) numaralı denklik dikkate alınırsa;

$$s_t = \bar{s} - \frac{1}{lq}(\bar{p} - p_t) \qquad (67)$$

Bu denklikte θ değişkeni iktisadi birimler tarafından algılanan spot döviz kurunun uzun dönem dengesine ulaşma hızını ölçen bir parametredir. Uzun dönem döviz kuru olan $\bar{s}$ nin bilindiği kabul edilmektedir. (67) numaralı denkliğe göre döviz kurları ve fiyatlar genel düzeyinin uzun dönem değerleri veriyken spot döviz kuru cari fiyat düzeyinin bir fonksiyonu olacaktır. Denge döviz kurundaki beklenen bir değer kaybı ulusal paraya olan talebi düşürecektir. Bu durum, spot döviz kurunda anında

değer kaybı yaratacaktır. Reel balanslara yönelik düşük talep nominal faiz oranını da düşürecektir. Düşük oranlı faiz oranı döviz kurunun uzun dönem denge düzeyinden ayrılarak değer kaybetmesine yol açacaktır. Hedefi aşma (overshooting) yurtiçi fiyatlarda karşılık gelen bir yükseliş ile karşılanmadığı sürece reel faiz farklılığı gerçekleşecektir. Sadece fiyatlar uzun dönem dengesine uyarlandığında (PPP ile tutarlı) ve hedefi aşma gerçekleşmediğinde reel faiz oranları eşit olacaktır (Ferreira, 2005, s.34-35). Dornbusch (1976)'un modelinde pozitif bir reel faiz farklılığı değer kazanmış döviz kuru ile ilişkilendirilmiştir.

Kısa dönem PPP'deki bozulma ve reel faiz oranı farklılığı arasındaki ilişki basit parasal model ve Dornbusch (1976)'un modelini hipotezini kapsayacak şekilde bir model geliştiren ve test eden Frankel (1979) tarafından araştırılmıştır. Frankel (1979, s. 610)'e göre reel faiz farklılığı modeli Keynesyen yapışkan fiyat ve süregelen enflasyon yaklaşımlarını birleştirir. Yapışkan fiyat modelinde döviz kuru ve nominal faiz oranı farklılıkları (nid) arasındaki ilişki nominal faiz oranındaki artışın sermaye girişi ve döviz kurunun değer kazanması ile ilişkilendirildiğinden dolayı ters yönlü olarak öngörülmüştür. Diğer yandan, döviz kuru ve nominal faiz oranı farklılığı (nid) arasındaki ilişki parasalcı yaklaşımda aynı yönlü olarak kabul edilmiştir. Zira nominal faiz oranındaki artışlar ulusal parada eşanlı değer kayıpları meydana getirecektir. Frankel (1979)'i takip ederek beklentilerin oluşumunu aşağıdaki şekilde açıklanabilir:

$$\Delta s^{e}_{t+1} = -J(\bar{s} - s_t) + \bar{p}^{e} - \bar{p}^{*e} \qquad (68)$$

(68) numaralı denklikte $\bar{p}^{e} ve \bar{p}^{*e}$ sırasıyla ulusal ve yabancı beklenen uzun dönem enflasyon oranlarını vermektedir. Bu denklik, iktisadi birimlerin beklentilerini oluştururken sadece uzun dönem spot döviz kuru değerini (Dornbusch, 1976) değil aynı zamanda enflasyon farklılıklarını da dikkate aldıklarını belirtmektedir. Bu denkliğin sorunlu bir yönü, uzun dönem nominal denge döviz kurunun durağan durum enflasyon farklılığı ile tutarlı olamamasından kaynaklanmaktadır. Bu sorunun altında yatan neden, beklenen enflasyon farklılığındaki değişikliğin PPP'nin tek bir denge döviz kurunu gerektirmesinden dolayı denge döviz kurunu değiştireceğidir. Dornbusch (1976)'u takip ederek (56) numaralı denkliğe UIP dahil edilirse (69) numaralı denkliğe ulaşılır:

$$s_t = \bar{s} + \frac{1}{J}\left[(i_t - i_t^*) - (\bar{p}^e - \bar{p}^{*e})\right] \quad (69)$$

Uzun dönemde $s_t = \bar{s}$ koşulu sağlanacağından dolayı (69) numaralı denklik aşağıdaki şekilde tekrar yazılabilir:

$$\bar{i} - \bar{i}^* = \bar{p} - \bar{p}^* \quad (70)$$

Diğer bir deyişle, uzun dönem nominal faiz oranı farklılıkları (nid) uzun dönem enflasyon farklılığına eşit olup uzun dönem reel faiz oranı farklılıkları ise Reel Faiz Oranı Paritesi Hipotezince öngörüldüğü üzere sıfıra eşittir. Burada vurgulanan nokta, reel faiz oranı farklılığının kısa dönemde yapışkan fiyatlara gerçekleşeceği, uzun dönem reel faiz oranı farklılığının ise sıfıra yaklaşmakta olduğudur (Ferreira, 2005, s.34-36).

### 3.2.1.2. İşlem Maliyetleri

Feldstein ve Horioka (1980) tarafından öne sürülen soruya ikna edici bir cevap aranması bir önceki bölümde gerçekleştirilmişti. Obstfeld ve Rogoff (2001), ülkeler arasındaki reel faiz oranı farklılıklarının varlığını işlem maliyetleriyle açıkladığı bir model formüle etmiştir. Samuelson (1952)'un modelini temel alan çalışmalarında, Obstfeld ve Rogoff (2001) küçük çaplı işlem maliyetlerinin bile yüksek boyutlu reel faiz oranı farklılıkları yaratabileceğini göstermiştir. Yazarlar, Feldstein ve Horioka (1980)'nın çalışmasında yer alan ampirik düzenliliğin yüksek cari açığı ve dolayısıyla yüksek enflasyonu ima ettiğini iddia etmektedir. Burada, Obstfeld ve Rogoff (2001)'un iki dönemli, iki mallı küçük donatım ekonomisi ulaşım maliyetleri (τ) dâhil edilerek tekrar ele alınacaktır. Uluslararası ticarette ulaşım maliyetlerinin varlığı, yurtiçi (yurtdışı) malın her biriminin ülke dışına taşındığı ve sadece (1-τ) kadarının yabancı ülkeye (yurtiçine) ulaştığı şeklinde ifade edilir. Yurt içi mal olan *H*, sadece yurtiçinde, yabancı mal olan F ise sadece yurtdışında üretilir. Tüm fiyatlar ortak bir para cinsinden ölçülmekte ve yabancı ülkede enflasyon olmadığı varsayılmaktadır.

Rekabetçi mal piyasasında arbitraj şöyle açıklanmaktadır:

$$P_F = \frac{P_F^*}{(1-t)} \quad \text{ve} \quad P_H = (1-t)P_H^* \quad (71)$$

(71) numaralı denklikte $P_F$, yabancı malın yurtiçi fiyatını, $P_H$ ise yurtiçi malın yurtiçi fiyatını ifade eder. $P_F^*$ ve $P_H^*$ sırasıyla yurtiçi ve yabancı malın yurtdışı fiyatlarını göstermektedir. Yurtiçinde fiyatlar genel düzeyi (72) numaralı denklikçe hesaplanır:

$$P = (P_H^{1-q} + P_F^{1-q})^{\frac{1}{(1-q)}} \tag{72}$$

(72) numaralı denklikte $\theta$, ikame esnekliğidir. (72) ve (73) numaralı denklikler temsili yerleşik bireyin karşı karşıya olduğu sırasıyla birinci ve ikinci (2.) dönem için dönemler arası bütçe kısıdını temsil etmektedir:

$$P_{H,1}Y_{H,1} + D = P_{H,1}C_{H,1} + P_{F,1}C_{F,1} = P_1C_1 \tag{73}$$

$$P_{H,2}Y_{H,2} - (1+r^*)D = P_{H,2}C_{H,2} + P_{F,2}C_{F,2} = P_2C_2 \tag{74}$$

(73) ve (74) numaralı denkliklerde $C_H$ yurtiçinde üretilen malın yurtiçi tüketimini, $C_F$ yurtdışında üretilen malın yurtiçi tüketimini, r harfi ise reel faiz oranını göstermektedir. Yurtiçindeki yerleşik bireyler $Y_H$ kadar kişi başına yurtiçi malla, yurtdışındaki bireyler ise $Y_F$ ile donatılmıştır. Yabancı bireylerin $C_H$ ve $Y_F$'de aynı fayda fonksiyonlarına sahip olduğu varsayılmaktadır. Toplam reel tüketim yurtiçi ve yabancı malların tüketimine bağlıdır. Şimdi, birinci dönemdeki toplam tüketimin ikinci dönemdeki toplam tüketimden düşük olduğunu varsayalım. Dikkat edilecek olursa bu varsayım bir ülkenin birinci dönemde cari fazla vermiş olduğunu vurgulamanın diğer bir şekli olmaktadır. (73) ve (74) numaralı denklikler, parasal fazlanın yurtiçinden yabancı ülkeye doğru akımını göstermektedir (Ferreira, 2005, s.39; Obstfeld ve Rogoff, 2001, s.352).

İkinci dönemde yurtiçi satın alma gücündeki yüzdelik değişimin birinci dönemde yurtdışında yatırıma yönelen ulusal para cinsinden elde edilmesi (75) numaralı denklikçe ifade edilmektedir (Obstfeld ve Rogoff, 2001, s.353) :

$$1 + r = (1 + r^*)\frac{P_1}{P_2} \tag{75}$$

(72) ve (75) numaralı denkliklerdeki fiyat düzeyleriyle gerçekleştirilen uyarlama (76) numaralı denkliği verir:

$$1+r=\frac{(1+r^{*})(P_{H,1}^{1-q}+P_{F}^{1-q})^{\frac{1}{1-q}}}{(P_{H,2}^{1-q}+P_{F}^{1-q})^{\frac{1}{1-q}}} \tag{76}$$

Tekrar hatırlanacak olursa, yurtiçi mal birinci dönemde ihraç edildiğinden cari fazla meydana gelmekteydi. Ancak, kısıtlara uyulacaksa yurtiçi malın sonraki dönemde ithal edilmesi gerekmektedir. Ulaşım maliyetleri söz konusu olduğundan fiyatlar genel düzeyi ikinci dönemde yükselecektir. Beklenen enflasyon söz konusu olacak ve yurt içi borçlananlar için beklenen (ex ante) faiz oranı yurtdışı faiz oranından düşük olacaktır:

$$(1+r)=\frac{(1+r^{*})\left[(1-t)P_{H}^{1-q}+P_{F}^{1-q}\right]^{\frac{1}{1-q}}}{\left[\frac{P_{H}^{1-q}}{(1-l)}+P_{F}^{1-q}\right]^{\frac{1}{1-q}}} \quad < (1+r^{*}) \tag{77}$$

Buna göre birinci dönemde cari açıkla karşı karşıya kalan bir ekonomi (ikinci dönemde cari fazlası olan bir ekonomi) yurtdışından daha yüksek bir faiz oranı ile karşı karşıya kalacaktır. Modelin ulaştığı sonuçları desteklemek amacıyla Obstfeld ve Rogoff (2001), cari fazlaya sahip ülkelerin cari açığa sahip ülkelerden daha düşük faiz oranıyla karşı karşıya olduğuna dair bulgular sunmuştur. Yazarlar, 1975–1998 yıllarını kapsayan verilerle yürüttükleri panel veri analizinde yurtiçi reel faiz oranı ile cari fazla arasındaki ilişkiyi İzlanda, Kore, Meksika ve Türkiye hariç tüm OECD ülkeleri için araştırmıştır. Çalışmanın bulguları, cari fazladaki % 1'lik artışın reel faiz oranlarında % 20 ila % 30'luk düşüşler yaratacağını ortaya koymuştur (Ferreira, 2005, s.40).

Obstfeld ve Rogoff (2001)'un modelinde cari hesap dengesizlikleri iktisadi birimin dönemler arası harcama kararlarından kaynaklanmaktadır. Birinci dönemde yüksek cari hesap dengesizliği ile karşılaşan bir ülke ikinci dönemde fiyat değişiklikleri yaşayacaktır. Ulaşım maliyetleri, ülkeler arasında reel faiz oranı farklılığının varlığıyla mal ve varlık piyasalarındaki arbitrajları örtbas etmektedir. Yine bu yaklaşımı içeren uygulamalı çalışmalar Meese ve Rogoff (1988, s.933-48) ile Edison ve Pauls (1993, s.165-87) tarafından da yürütülmüştür. Ancak bu çalışmaların bulguları reel faiz oranı ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi desteklememiştir. Nakagawa (2002, s.629-49)'ya göre bu durumun nedeni, yazarların bu iki değişken arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi dikkate almamış olmalarıdır. Nakagawa (2002), Obstfeld ve Rogoff (2001)'un

doğrusal olmayan yöntemi izlediği yaklaşımı takip ederek Dornbusch (1976)'un yapışkan fiyat hipotezi ve işlem maliyetleri yaklaşımını birleştiren bir model geliştirmiştir[4].

Nakagawa (2002, s.631), PPP'den sapmaların sürekli nitelikli olabileceğini vurgulamış ve bunun nedeni olarak işlem maliyetleri ve belirsizliğin arbitrajın olmadığı bir alan yaratarak ya da herhangi bir işlemin yapılmadığı bant yaratarak reel döviz kurlarında doğrusal olmayan hareketler yaratmasını göstermiştir. Nakagawa (2002) doğrusal olmayan hareketliği aşağıdaki şekilde göstermiştir:

$$y_t^d = \begin{cases} \bar{y} + j\,(q_t - c) & \text{eğer } q_t > c \text{ ise} \\ \bar{y} & \text{eğer } |q_t| \le c \text{ ise} \\ \bar{y} + j\,(q_t + c) & \text{eğer } q_t < -c \text{ ise} \end{cases} \qquad (78)$$

(78) numaralı denklikte reel döviz kuru olan $q_t$, reel döviz kurunun denge düzeyinden sapması olarak tanımlanıp kolaylık açısından $\bar{q}_t = 0$ olarak kabul edilmiştir. Döviz kurunun denge düzeyi, ekonominin tam istihdam dengesi olan $\bar{y}$ ile bağıntılı olarak kabul edilmiştir. $Y_d$ yurtiçi çıktıya olan talebi, $c$ ise ulaşım maliyetlerini ifade eder. (78) numaralı denklik uluslararası ticaretin sadece reel döviz kurundan sapmaların ulaşım maliyetlerini karşılayacak kadar yüksek olması durumunda gerçekleşeceğini vurgular. Fiili döviz kurları bu koşulu sağlamıyor ise yurtiçi çıktıya olan talep reel döviz kuruna duyarsız olacaktır. Nakagawa (2002, s.636) belirtilen bant içinde spot döviz kurunun, reel faiz farklılıklarına bağlı olmadığını öne sürmüştür.

Nakagawa (2002)'nın modeline yönelik olarak beklenen ve spot döviz kurları arasındaki farklılığın bir bant içerisinde rassal bir yol takip edeceği söylenilebilir. Denge döviz kuru bant içerisinde ise herhangi bir reel döviz kuru, denge döviz kuru niteliğinde olacaktır. Diğer yandan, reel döviz kuru reel faiz oranı farklılığının ile yine bant içerisinde bir ilişki içerisinde olacaktır. Örnek olarak, denge spot döviz kurunun bant içerisinde ve faiz oranı farklılığında bir artış olduğu varsayılsın. Bant içerisinde PPP geçersiz ve dış ticaret olmadığından iktisadi birimler nominal döviz kurlarında

[4] Nakagawa (2002)'ya göre işlem maliyetleri, ulaşım maliyetleri, ticaret engelleri, sabit uyum maliyetleri ile döviz kurları ve polika müdahelelerine ilişkin belirsizlikleride kapsamaktadır.

fiyatlarda gelecekte gerçekleşecek bir değişmeden kaynaklanan değişim beklemeyecektir. Buna karşın, yükselen nominal faiz oranı farklılığından *(nid)* kaynaklanan başlangıç nitelikli sermaye girişleri fiyat düzeyindeki uyarlamaların faiz farklılıklarını ortadan kaldırana kadar döviz kurlarının değer kazanmasına neden olacaktır. Özet olarak, ıraksamalar olmadığından (tesadüfî yürüyüş) reel faiz oranı farklılıkları bant içerisinde yer alacak ve bant dışında uluslararası ticaret gerçekleşecek ve ortalamaya dönüş yaşanacaktır. Nakagawa (2002)'nın modelinin ilginç bir boyutu reel faiz oranı farklılıklarının işlem maliyetlerinden ortaya çıkması ve mal ve varlık piyasalarındaki arbitraj varsayımı ile uyumlu olmasıdır. Aynı sonuç Obstfeld ve Rogoff (2001) tarafından da ulaşılan niteliktedir (Ferreira, 2005, s.40-41).

### 3.2.2. Garantisiz Faiz Paritesi Koşulu (UIP)'ndan Sapmalar

#### 3.2.2.1. Risk Primi

Yurtiçi tasarruf ve yatırımlar arasında güçlü bir ilişki bulan Feldstein ve Horioka (1980)'nın çalışması, ülkeler arasında sermaye akışkanlığının oldukça düşük olmasının nedenlerini açıklamaya yönelik çalışmaları başlatmıştır. Feldstein ve Horioka (1980) kısa dönemde UIP'nin tam olarak geçerli olacağını ifade etmekle birlikte arbitrajın uzun dönem kapsamına yönelik şüphelerini de ortaya koymuşlardır. Yazarlar, çoğu iktisadi birim için belirsizlik ve riskten kaçınmanın daha uzun dönem ve daha az akışkan yatırımlarda gittikçe artan bir şekilde önemli olacağını ifade etmiş ve kısa dönem likit varlık arbitrajının görece daha az likit olan uzun dönem sermaye ile tutarlı olduğunu öne sürmüştür (Feldstein ve Horioka, 1980, s.316). Gerçekte, risk faktörü genel olarak UIP'den sapmalara açıklama getirmede kullanılır[5]. Bunun nedeni, tam varlık ikame edilebilirliği ya da alternatif olarak, UIP'nin temelinde var olan risksiz bono varsayımı ile ilişkili olabilir. Bu varsayım, ülkelerin temel özellikleri değiştikçe, varsayılan olasılıklar da değişeceğinden, oldukça güçlü görünmektedir. Diğer yandan, portföy modelleri, tam varlık ikame edilebilirliği varsayımını gevşetmektedir. Sonuç, varlık arzının tam olarak esnek olmamasından ve $i_t$'nin $i_t^* + \Delta s_{t+1}^e$'e eşit olmasını sağlayacak bir mekanizmanın var olmamasından dolayı faiz oranı farklılıklarının sadece belirsiz olarak var olacaklardır. Risk priminin iktisat literatürünün önemli bölümünde UIP'den

[5] Standart ders kitapları, exante (dönem başı) UIP koşulunun tutmamasının ana nedeninin büyük olasılıkla risk olduğunu belirtmektedirler (Bkz. Mark,2001, Obstfeld ve Rogoff, 1995).

sapmaları açıkladığı varsayılmış ancak Fama (1984)'nın sonuçlarına göre fiili sapmaların riskten kaçınma modelleri ile açıklanmasına yönelik ciddi şüpheler vardır.

Huisman vd. (1998), UIP'ye yönelik ampirik desteğin araştırılması amacıyla ülke grupları için gerçekleştirilen testlerde karşılaşılan hatanın çoğu zaman panel tahmin yöntemleri ile üstesinden gelindiğini ortaya koymuştur. Panel yaklaşım, ulusal paraların şoklar ve referans paraya yönelik farklı tepkilere sahip olduğundan dolayı iki taraflı testlere göre daha sağlamdır. Aynı zamanda zaman ve ülkeye özgü etkiler de söz konusudur (Huisman vd. 1998). Huisman vd. (1998), Amerikan Dolar'ı ve Alman Mark'ını 1979:M1-1996:M3 dönemini içerecek şekilde referans para olarak seçmiştir. Yazarların ulaştığı sonuçlar, gelecek primin eğim katsayısının 0,5'e eşit olduğunu ve istatistiksel olarak anlamsız şekilde sıfırdan farklı olduğunu vurgulamaktadır. Yazarlar, UIP'yi bir sapan değer örnek kümesiyle test etmiş ve istatistiksel olarak 1'den farklı olmayan bir katsayı bulmuşlardır. Chinn ve Meredith (2004, s.409-430), 1980-2000 döneminde G-7 ülkelerinin uzun dönem bonoları için uyguladıkları panel tahmin tekniklerini kullanarak eğim katsayılarını Huisman vd. (1998)'nin sonuçlarına oldukça yakın, 0,60 seviyesinde bulmuşlardır. Söz konusu ülkelerin çoğu için, eğim katsayısının sıfır olduğu güçlü bir şekilde reddedilmektedir (tahmin edilen eğim katsayılarının çoğu bire yakındır). Chinn ve Meredith (2004)'e göre analiz sonuçları, kısa dönem UIP ihmallerinin yabancı döviz kuru piyasalarındaki bozulmalar karşısında faiz oranı hareketlerinin içselliğini yansıttığı şeklindeki bulguyu desteklemektedir. Yazarların açıklaması, kısa dönem faiz oranlarının belirlenmesinde makro iktisadi esasların, risk priminden dolayı, sadece küçük bir role sahip olduğudur. Ancak, risk priminin göreli önemi zaman içerisinde azalırken UIP için ampirik bulgulara yönelik destek artmaktadır. Buna göre, çoğu ampirik çalışma, kısa zaman boyutunun ötesinde döviz kurunun değer kaybettiğini, buna karşın faiz oranı farklılıklarının yükseldiğini vurgulamıştır. Yazarların düşüncesine göre, risk primindeki geçici bir artış, kısa dönem bozulmaları da açıklayan ve yüksek enflasyon ile yüksek faiz oranında artışa neden olan beklenen gelecek döviz kuru oranına göreli olarak spot döviz kurunun değer kaybetmesine yol açacaktır (Alper vd. 2009, s.116-130).

Berk ve Knot (2001, s.377-391), PPP'yi döviz kuru beklentilerinin bir ölçüsü olarak kullanmak suretiyle UIP'yi uzun dönem için test etmiştir. Yazarlar beş önemli gelişmiş ülke için yürütmüş oldukları analizde uzun dönem faiz oranı ile Amerikan döviz kuru arasındaki ilişkiyi 1975 M1 - 1997M12 dönemi için beklenen değer kaybı ve

zaman içerisinde değişen risk primini içeren bir yaklaşımla incelemiştir. Risk primi, faiz oranı farklılıklarının standart sapmasını kullanarak tahmin edilmiştir. Eğim katsayıları doğru işarete sahip olmakla birlikte bire yakın değildir. Risk priminin işareti, ülkeler arasında farklıdır. UIP'yi makro iktisadi temellere dayanarak test etmeye yönelik olarak yürütülmüş uygulamalı çalışmalar arasında Bernhardsen (2000, s.289-308) ile Knot ve de Haan (1995, s.171-187) sayılabilir. Bu çalışmalardaki bulgular, makro iktisadi esasların istatistiksel olarak anlamlı şekilde faiz oranı farklılıklarını açıkladığını göstermektedir.

#### 3.2.2.2. Para Politikası

Farklı araştırmacılar, özellikle dalgalanan kur rejiminde RID ve NID'ler üzerinde etkili olan para otoritelerinin davranışları ile ilgili konulara değinmiştir. McCallum (1994, s.105-132), UIP'nin bozulmasının politika tepki fonksiyonu ve UIP'nin kendi arasındaki eş anlı ilişkilerce açıklandığı bir model geliştirmiştir. Tepki fonksiyonu, faiz oranındaki yavaş değişiklik ve döviz kuru değişikliklerine karşı direnç ile karakterize edilmiştir. McCallum (1994), para otoritelerinin faiz oranı hareketlerini düzleştirecek şekilde fakat sadece döviz kurlarına değil aynı zamanda fiyatlara da direnecek şekilde davrandığı hipotezinin kuramsal olarak akla yatkın ve ampirik olarak daha güçlü olabileceğini vurgulamıştır.

Calvo ve Reinhart (2002, s.379-408), ülkelerin "dalgalanma korkusu" içinde olduklarını ortaya koymuşlardır. Yazarlar, analizlerinde bu korkunun aşağıdaki nedenlerden birisiyle ortaya çıkacağını vurgulamıştır: yabancı para cinsinden gerçekleştirilmiş iç borç, döviz kuru dalgalanmalarından kaynaklanan çıktı maliyetleri, esnek olmayan dış fonlar (hedefi aşma olasılığı yaratırlar), hükümetin kredibilite yoksunluğu (geniş ve sık risk primi şokları ile belirginleşir) ve döviz kurlarından fiyatlara doğru yüksek yansıma oranı. Yukarıda bahsedilmiş nedenlerin bir sonucu olarak, para otoriteleri, faiz oranlarını ayarlarken ağırlığı büyük ölçüde döviz kuru istikrarına vermektedirler. Calvo ve Reinhart (2002), 39 ülkedeki döviz kuru, yabancı para rezervleri ve faiz oranının davranışını farklı döviz kuru düzenlemeleri altında 1970:1-1999:11 dönemini kapsayacak şekilde analiz etmiştir. Yazarlar, aylık olarak değişen faiz oranı olasılığının gelişmiş ülkelerde daha yüksek olduğunu vurgulamıştır. Nominal ve reel faiz oranının varyansı ise yine bu ülkelerde, düşük enflasyona rağmen,

daha yüksektir. Ayrıca düşük enflasyona sahip yükselen piyasalarda faiz oranlarının varyansı, gelişmiş ülkelerdekinin yaklaşık dört katı olarak hesaplanmıştır. Yazarlar, faiz oranındaki ve dış rezervlerdeki daha yüksek değişkenliğe yönelik bulguların parasal hedeflemenin bir sonucu olmaktan ziyade döviz kurlarının düzleştirilmesine yönelik bir girişim olduğunu iddia etmiştir. Canzoneri ve Haris (1998, s.471-494), merkez bankası operasyonlarına yönelik prosedürün risk primini etkileyeceğini göstermiştir. Nominal faiz oranı hedeflemesi en yüksek reel faiz oranlarını yaratmakta iken parasal hedefleme en düşük faiz oranlarını hedeflemektedir. Yazarlara göre, reel faiz oranlarının son yıllarda artmış olduğuna yönelik algı, parasal büyüklüklerin rolünün çoğu merkez bankası operasyon prosedürlerinden düşmüş olduğu gerçeği ile açıklanabilir. Anker (1999, s.835-851), UIP'daki bozulmaların, döviz kuru değişikliklerini kontrol altına almak amacıyla sistematik para politikası tepkilerinin bir sonucu olduğunu vurgulamıştır.

#### 3.2.2.3. Rasyonel Beklentiler Hipotezinin Eksiklikleri

İlgili yazının önemli bir kısmı, riskten kaçınma temelinde gelecek iskonto eğilimi ve UIP'den sapmaları açıklasa da, tahmin hataları diğer önemli bir açıklama seçeneğidir. Bu alanda etkili bir katkı Froot ve Frankel (1989) tarafından gerçekleştirilmiştir. Yazarlar, anket temelli döviz kuru beklentilerini kullanarak, fiili değerler ile karşılaştırıldığında beklenen döviz kuru değer kaybının sistematik olarak daha yüksek olduğunu vurgulamış ve risk primine yönelik olarak bulguya erişememiştir. Froot ve Frankel (1989, s.139-161), gelecek iskonto eğilimini araştırarak türdeş olarak gerçekleştirilen ve anket cevaplarının ortancası (medyan) olarak ölçülen tek bir beklentinin varolduğunu varsaymıştır. Tahmin hatası ise beklenen ve fiili döviz kuru arasındaki farka karşılık gelmektedir. Yazarların bulgusu, beklenti hatasının gelecek prim ile ilişkili olduğudur.

Belirsizlik altında dönemler arası maksimizasyon modelleri (Obstfeld ve Rogoff, 1995), riskten kaçınma altında kaynak tahsisinin mikro iktisadi temellerini araştırmıştır. Mikro iktisadi modellerde, riskin, fayda fonksiyonunun kavisi ile aynı zamanda şimdiki ve gelecekteki malların tüketiminin ikame esnekliği ile ilişkili olduğunu gösterilmiştir Beklenen gelirin faydası ve piyangonun beklenen faydası arasındaki fark riskten kaçınmanın bir ölçüsü olabilir ve bu ölçü ikinci dereceden fayda fonksiyonundaki

Jensen eşitsizlik terimine benzer. Diğer bir deyişle, iktisadi birimler riskli bir seçimi (örneğin piyango), risksiz bir seçime (beklenen gelirin faydası) çevirmek için ödeme yapmaktadır. Ayrıca, beklenen sonuçlar ile ilişkili olasılıklar bireysel seçimlerin belirlenmesinde önemli bir rol oynar. Gelecekteki kazancın olasılığı gerçekte var olandan yüksek olarak algılanıyorsa beklenen gelirin faydası ve piyangonun beklenen faydası arasındaki fark düşük olacaktır. Çalışmada kullanılan verilerde bu durum düşük düzeyde riskten kaçınma olarak ortaya çıkmıştır. Diğer yandan, Froot ve Frankel (1989), yatırımcıların varlık fiyatlandırma (CAPM) modellerindeki tahminlerde öngörüldüğü üzere aşırı derecede riskten kaçınmadıklarını, ancak sistematik olarak daha az değer kaybını beklediklerinde daha iyisini yapacaklarını göstermiştir. Diğer bir deyişle, iktisadi birimler, ağırlığı büyük ölçüde daha düşük getiri beklentisine vermiştir.

Marston (1997, s.285-303), Euro bölgesi ülkeleri ve Japonya faiz oranları için üç parite koşulu altında (UIP, PPP, RIPH) risk primi ve tahmin hatalarının etkilerini açıklamayı amaçlamıştır. Tahmin hatalarının hem UIP, hem PPP'yi etkilemesi fakat risk priminin sadece UIP'yi etkilemesi söz konusudur. Bahsedilen üç parite koşulundan sapmalar sistematik olarak enformasyon değişkenleri ile ilişkilidir. Yazar, üç parite koşulundan sapmaları çoğu durumda tam şekilde korelasyon halinde bulmuştur.

Tahmin hataları, beklentilerin sık olmayan şoklar ve öğrenmeden kaynaklanan irrasyonelliğini yansıtmaktadır. İktisadi birimler için değişiklik hakkında bilgi elde etmek zaman alıyorsa, beklentiler uyarlamalıdır. Bams vd. (2004, s.273)' e göre tahmin hataları ölçüm sorunları ile birlikte farklı bazı sorunları da içermektedir. Tahmin hataları aynı zamanda gibi önemli bir konunun düşük olasılığı gibi Peso sorunlarından kaynaklanabilir ve ampirik bulgular bu sorunların önemli olduğunu göstermektedir.

### 3.3. Finansal Bütünleşme Derecesinin Bir Ölçütü Olarak Reel Faiz Paritesi Koşulunun Sınanması

Bretton-Woods dönemi sona erdiğinden bu yana, özellikle gelişmiş ülkelerin uluslararası sermaye piyasaları kendi aralarında daha fazla bütünleşik hale gelmiştir. Bütünleşmiş finansal piyasalarda; yurtiçi yatırımcılar yurtdışı piyasalardan aynı şekilde yurtdışındaki yatırımcılarda yurtiçi piyasalardan varlıklar satın alabilmektedir. Bu

nedenle, eşit risk ve likiditeli varlıklar, aynı beklenen getiriye sahip olmalıdır. Bu durum, temel reel faiz paritesinin önerisidir ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$r_t - r_t^* \tag{79}$$

Burada, $r_t$ ve $r_t^*$ yurtiçi ve yurtdışında beklenen reel faiz oranlarıdır. Yurtiçi ve yurtdışı reel faiz oranları arasındaki bağlantı, beklenen enflasyona dayanmaktadır. Bu durum, reel faiz paritesinin sınanmasında bazı sorunlara yol açmaktadır. Nominal faiz oranı ile gelecekte enflasyonun beklenen oranı arasındaki farka eşit olan beklenen reel faiz oranları, ekonomik aktörlerin enflasyonist beklentilerine bağlı olmaktadır. Enflasyonist beklentiler ile ilgili farklı varsayımlar, reel faiz paritesi hipotezinin geçerliliği ile ilgili farklı sonuçlar ortaya çıkarabilmektedir. Aynı zamanda, ülkelerarası reel faiz oranlarının eşitlenmemesinin nedeni; işlem maliyetleri, enformasyon asimetrileri ve vergi uygulaması gibi farklılıklardan kaynaklanmaktadır (Chung vd. 2004, s.2). İktisadi karar birimlerinin beklentilerinin rasyonel olması ve aynı zamanda sermaye ve ticari akımlar üzerinde engellerin olmaması durumunda, ülkelerarası reel faiz oranları birbiri ile eşitlenmiş olmalıdır.

$$r_t - r_t^* = (i - i^* - \Delta s^e) - (\Delta p^e - \Delta p^{e*} - \Delta s^e) \tag{80}$$

Burada, $\Delta$ fark operatörü olup $i$ ve $i^*$ yurtiçi ve yurtdışı nominal faiz oranlarını, $\Delta p$ ve $\Delta p^{e*}$ beklenen yurtiçi ve yurtdışı enflasyonu göstermektedir. $\Delta s^e$ ise yurtiçi para birimi değerinde beklenen değer kaybıdır. Ayrıca * simgesi yurtdışı değişkenleri temsil etmektedir. Sağ taraftaki ilk üç terim UIP'den sapmaları gösterirken son üç terim ise beklenen PPP'den sapmaları simgelemektedir. UIP'den sapmalar para primi (yani döviz kuru risk primi) ve ülke risk primi (yani sermaye kontrolleri, vergi sistemleri ve politik riskler) tarafından belirlenmektedir. İfade edilenlerin hepsi kur riskini oluşturmaktadır. Bu yüzden, reel faiz haddi paritesinin sabit olması için, sadece garantisiz faiz haddi paritesinin değil aynı zamanda önceden tahmin edilmiş satın alma gücü paritesinin ($\Delta s^e = \Delta p^e - \Delta p^{e*}$) de sabit olması gerekmektedir.

Piyasalarda rasyonel beklentiler varsayımının geçerli olması, reel faiz paritesinin geçerli olması durumunda beklenen faiz oranı farklılıklarının sıfır olacağını söylemektedir (Dutton, 1993,s.65). Burada da rasyonel beklentiler varsayımı ve reel faiz paritesi koşulunun bileşik hipotez testi söz konusudur. Dolayısıyla, rasyonel beklentiler ve parite koşulunun birlikte geçerli olduğunu söyleyen sıfır hipotezinin reddedilmesi, iki bileşenden birinden kaynaklanıyor olabilir ve faiz paritesi ile ilgili; dolayısıyla sermaye

hareketliliğinin derecesi ile ilgili bir sonuca ulaşmak için yeterli değildir (Montiel, 1994,s.345).

Frankel (1991)'e göre, satın alma gücü paritesinin tahmininde önceden başarısız olunması, reel faiz paritesinin başarısızlığını açıklayabilmektedir. Kurda beklenen değer kaybının var olması durumunda, ortak para birimi ile ifade edildiğinde, faiz oranları uluslararası olarak eşitlense bile reel faiz oranlarında büyük farklılıklar olmaktadır. Bu durum, yatırımcıları arbitraj için teşvik etmemektedir. Çünkü yurtiçi reel faiz oranlarını, dünya reel faiz oranlarına bağlayıcı bir güç bulunmamakta ve bu yüzden, herhangi bir ülkenin yurtiçi tasarruflarında meydana gelen açığı, tamamen yurtdışından borç alarak finanse etme beklentisi sonucu çıkarılmamaktadır. Frankel (1991), reel faiz paritesi koşulunun, finansal bütünleşme derecesinin göstergesi olarak iyi bir ölçüt olmadığını öne sürmüştür. Örneğin, 1980'lerde çok sıkı bir sermaye kontrolüne sahip olan Fransa'nın, reel faiz farkı değişkenliği ölçütüne göre, 1980'lerden önce sermaye hesaplarının serbestleştirildiğini açıklayan Japonya'dan daha yüksek sermaye hareketliliği derecesine sahip olduğu görünmektedir.

1970'ler ve 80'lerde uluslararası finansal piyasalardaki gelişmelerin bahsi geçen primlerde değişimlere yol açacağı beklenmelidir. Örneğin, sermaye kontrollerindeki gevşekliğin artması ve gelişmiş ülkelerdeki finansal piyasaların bütünleşme eğilimindeki artış ülke primindeki azalmaya katkı sağlayacak faktörlerdir. Diğer taraftan, Bretton-Woods sisteminin çökmesini takiben döviz kurlarındaki artan dalgalanma para priminde bir artışla ilişkilendirilebilir. Ek olarak, döviz kurları dalgalanmalarındaki artış aynı zamanda -yüksek döviz kuru değişkenliğinin düşük fiyat seviyesi değişimlerini saptırması gibi-beklenen PPP'deki sapmalardaki artış ile de ilişkilendirilebilir. Özet olarak, reel faiz oranı yakınsaması üzerine finansal piyasalardaki bütünleşme ve döviz kuru esnekliğinin etkisi bir bütün olarak belirsiz olacaktır. Çünkü ilki faiz oranı yakınsamasını odak noktası olarak alırken ikincisi faiz oranı ıraksamasına odaklanmaktadır. Son zamanlardaki gelişmeler ışığında RIP test etmeye yönelik çalışmalar aşağıdaki, denklemden yararlanmışlardır:

$$r_t = a + b\, r_t^* + e_t \qquad (81)$$

Bu denklemde $r_t$ ve $r_t^*$ yurtiçi ve yurtdışı beklenen reel faiz oranları iken; α ve β parametreleri, $e_t$ de hata terimini göstermektedir. Bu denklemin tahmininden elde edilen bulgular çerçevesinde, RIP biçimleri tanımlanabilir:

(i) Eğer $e_t$ durağan (yani $r_t$ ve $r_t^*$ eşbütünleşik ise) ve α=0, β=1 ise tam RIP koşulu sağlanır.

(ii) Eğer $e_t$ durağan ve $\alpha \neq 0$ ve/veya $\beta \neq 0$ ise zayıf RIP koşulu sağlanır.

Ancak burada α ve β parametrelerinin finansal piyasalar tamamen bütünleşmiş olsalar bile, tam RIP ile belirtilen değerlerden farklı olabileceği gözden kaçırılmamalıdır. Bunun bir dizi nedeni vardır. İlki, işlem maliyetlerinin varlığı reel faiz oranı paritesi çevresinde arbitraj kârı bulunmayan nötr bir band oluşturur. İkincisi, uluslararası olarak fiyatları denkleştirilemeyen ticari olmayan malların varlığı fiyat endeksi ve ülkelerarası reel faiz farklılığına neden olur. Üçüncüsü, sabit döviz kuru risk primi vardır. Dördüncüsü ise ulusal vergi oranları arasındaki farklılıktan kaynaklanır.

Tam RIP koşulunun testi için iki reel faiz oranı arasındaki ilişki eşbütünleşme ile incelenebilir. Eşbütünleşme test edildikten sonra (81) nolu denklemdeki $e_t$ hata teriminin durağan olması) α=0 ve β=1 kısıtlaması altında birleşik boş hipotezi test edilir. RIP'in tam biçimi sağlanmasa bile yurtiçi ve yabancı reel faiz oranları eş bütünleşik ise reel faiz oranı yakınsaması var olabilir ama mükemmel değildir. Bu tür bir durumda, politika yapıcılar tam olmamak kaydıyla yurtiçi istikrar politikaları üzerinde kontrole sahiptirler. Literatürde RIP test etmede kullanılan bir diğer yöntemde reel faiz oranı farklılıklarının $(r_t - r_t^*)$ ortalamaya yönelip yönelmediklerini yani durağan olup olmadıklarını birim kök testleri ile sınamaktır. $r_t$ ve $r_t^*$ (1,-1) eş bütünleşme vektörüyle eş bütünleşikse yurtiçi ve yurtdışı faiz oranları birbirine yakınsayacak dolayısıyla RIP koşulu sağlanacaktır. Dolayısıyla, yakınsamanın varlığını değerlendirmek reel faiz oranı farklılığının,$(r_t - r_t^*)$, stokastik özelliklerinin bilinen eş bütünleşme vektörüyle eş bütünleşmesini sınamayla aynı şeydir. Çalışmada analiz yöntemi olarak Ferreira ve Leon-Ledesma (2007) ve Holmes ve Wang (2008) gibi araştırmacılar takip edilerek birim kök testleri kullanılmıştır. Analizlerde, geleneksel birim kök testleriyle yapısal değişimli birim kök testlerinin yanı sıra doğrusal olmayan birim kök testleri kullanılmıştır. Çalışmada eşbütünleşme testleri yerine bu yöntemin tercih edilmesinin

çeşitli nedenleri vardır. Her şeyden önce, seriler arasında eşbütünleşmenin var olup olmadığını sınamanın ilk adımı birim kök testleriyle serilerin bütünleşme derecesini belirlemektir. Sonraki adımda şayet seriler aynı dereceden bütünleşikse eş bütünleşme analizine geçilebilir. Ancak, eşbütünleşme sınamalarında da bir dizi sorunlar vardır.

Bunların başında Johansen ve Juselius (1990) gibi VAR yöntemine dayalı sınamalarda deterministik bileşenlerin analiz aşamasında nasıl modelleneceği sorunu gelmektedir. Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme yöntemi bu sorunun üstesinden gelebilmekle birlikte, analiz edilen serilerin durağan olmaması ve normallik varsayımın sağlanamaması durumunda standart t ve F testi sonuçları geçerli olmayacağından denklem (81)'de $\alpha$ ve $\beta$ parametrelerine kısıt koyarak RIP'nın hangi durumunun geçerli olduğunu anlamak için sınama yapılamamaktadır (Engle ve Yoo,1991). Bütün bunların yanında, birim kök sınamalarının daha sade olmasının yanında eşbütünleşme sınamalarıyla test edilmek istenen aynı hipotezleri sınamaya olanak tanımaktadır. Yukarıda sayılan nedenlerden ötürü bu çalışmada birim kök testleri tercih edilmiştir.

### 3.3.1. Konuyla İlgili Yazın Taraması

Bretton Woods sisteminin çökmesinin ardından esnek döviz kuru rejiminin benimsenmesiyle birlikte döviz kurunda gözlemlenen hareketlerinin açıklanması ve faiz paritesi koşulları önem kazanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, döviz kurlarının incelenmesinde, PPP ve UIP koşulları ile söz konusu iki koşulun üzerine inşa edilen Reel Faiz Paritesi Koşulu (RIP) birçok uygulamalı çalışmaya konu olmuştur. RIP koşulunun geçerliliğini sınanması aynı zamanda PPP ve UIP koşullarının da sınanmasıdır. PPP ve UIP koşulunun geçerliliği için gerekli şartlar aynı zamanda RIP koşulunun geçerliliği içinde gereklidir. Dolayısıyla, RIP koşulu, pek çok sınırlandırmaları bünyesinde içermektedir. İlk olarak dış ticarete getirilen kısıtlamalar, ticarete konu olmayan malların varlığı, işlem maliyetleri, ülkelerin fiyat endekslerini ele ederken aynı veya benzer mallar için farklı ağırlıklar kullanması, döviz piyasasındaki spekülatif hareketler, yüksek enflasyon beklentisi, ekonomideki reel değişimler, uzun dönemli sermaye hareketleri ve döviz piyasasına yapılan kamu müdahalesi gibi nedenlerden PPP'nin geçerliliğini; ekonomik birimlerin rasyonel beklentilere sahip olduğu veya olası riskleri göz ardı ettiği varsayımlarının gerçek dünya ile uyumlu olmaması, yatırımcıların nominal getiriden ziyade reel getiriyi dikkate alması, işlem maliyetlerinin varlığı, merkez bankalarının döviz piyasalarına müdahalesi, spekülatif

sermaye hareketlerindeki sınırlamalar gibi nedenler ise UIP'nin geçerliliğini etkilemektedir.

Reel Faiz Paritesinin geçerliliği birçok farklı ülke için değişik zaman dönemleri ve farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak test edilmiştir. Yapılan çalışmalardan bazıları (Jorion,1996; Chung ve Crowder, 2004; Jenkins ve Madzharova, 2008; Pipatchaipoom ve Norrbin, 2008) reel faiz paritesini reddederken, bazı çalışmalar ise reel faiz paritesi koşulunun geçerliliğini desteklemiştir (Goodwin ve Grennes,1994; Moosa ve Bhatti, 1996;Wu ve Chen, 1998; Fountas ve Wu, 1999). Fakat bu koşulun geçerliliği konusunda hala tam bir fikir birliği sağlanamamıştır. Bunun temel olarak iki nedeni bulunmaktadır; ilki, reel faiz oranlarının doğrudan ölçülemeyen enflasyon beklentilerine dayanması, ikincisi ise birçok ampirik çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemlerin ve analiz dönemlerinin farklı olmasıdır.

Aşağıda sunulan Tablo 10' da Reel Faiz Paritesi (RIP) koşulunun geçerliliğini test eden uygulamalı çalışmalar ve bunların sonuçları özetlenmiştir. İlgili tabloda sunulan uygulamalı çalışmaların özeti, yapılacak olan ampirik bir çalışmanın ilgili konuda literatüre katkısı ve mevcut çalışmalardan farkının en iyi şekilde gösterilebilmesi açısından önemli olduğu düşünülmektedir. İlgili tabloda iktisat yazınında ilgili alanda yapılmış önemli görülen çeşitli çalışmaların kısa özetleri sunulmuştur. Reel Faiz Paritesi Koşulu'nu (RIP) test etmeye çalışan ilk araştırmacıların çoğu, çalışmalarını gelişmiş ülkelerin verileri üzerine yapmışlar ve genelde basit regresyon analizini kullanmışlardır. Örneğin, Mishkin (1984a, 1984b), Cumby ve Obstfeld (1984), Cumby ve Mishkin (1986), Mark (1985), Gaab vd. (1986), Fraser ve Taylor (1990), Emerson ve diğerleri (1992) gibi çalışmaların çoğunluğu parite karşıtı bulgulara ulaşmıştır. Fakat bu çalışmalar, RIP test etmede üç eleştiriye maruz kalmışlardır. İlki, tam reel faiz oranı denkleştirilmesi için test yaparken reel faiz oranı denkleştirmesinden sapmalara yol açan işlem/bilgi maliyetini hesaba katmamışlardır. İkincisi, durağanlık testlerinin yokluğunda, bu çalışmalarda uygulanan alışılagelmiş istatistiksel testler, eğer her bir reel faiz oranı serileri durağan değilse uygun olmayacaktır. Üçüncüsü, ancak eş bütünleşmenin varlığında, En Küçük Kareler (EKK) tahmini tutarlı tahmin ediciler elde edecektir. Durağan olmayan reel faiz oranı seriler eş bütünleşik olsa bile tahmin edilmiş standart hatalar tutarlı olmadığından klasik istatistiksel çıkarımlar geçersizdir (Stock, 1987). Mishkin (1984a, 1984b) ile başlayan öncü çalışmaların ardından daha yakın zamandaki çalışmalar eşbütünleşme tekniklerini kulanmışlar ve parite lehinde küçük ipuçları elde etmişlerdir (örneğin Throop,1994).

Goodwin ve Grennes (1994) 1975-1987 dönemi verilerini kullanarak, referans ülke ABD olmak üzere RIP için ülkeler arasında ikili ve çoklu testler uygulamışlar ve RIP'in zayıf biçiminin geçerli olduğu yönünde kanıtlar bulmuşlardır. İkili test RIP için ABD ile Kanada, İngiltere ve Almanya için tutarlılık sağlamıştır. Fakat yazarlar reel faiz oranları arasında eşbütünleşme ilişkilerinde yapısal değişim olasılığını hesaba katmamışlardır. Ayrıca yurtiçi ve yurtdışı reel faiz oranları arasındaki tam bir bağlantı için de test yapmamışlardır.

Tablo 10

*Reel Faiz Paritesinin Geçerliliğini Test Eden Uygulamalı Çalışmaların Özeti*

| **Yazar(lar)** | **Ülke(ler)** | **Veriler ve Değişkenler** | **Yöntem(ler)** | **Bulgular** |
|---|---|---|---|---|
| Mishkin (1984b) | OECD Ülkeleri: ABD, Kanada, İngiltere, Fransa, Almanya, Hollanda, İsviçre | -1967Q2-1979Q2, - Mevduat Faiz Oranı - TÜFE ve TEFE | EKK | RIP koşulu sağlanamamakta |
| Cumby ve Mishkin (1986) | ABD, Kanada, İngiltere, Fransa, Almanya, Hollanda, İtalya | - 1973:6-1983:12 - Mevduat Faiz Oranı - TÜFE | EKK | Bütün ülkelerde değişkenler arasında yakın ilişki bulunmuştur. |
| Kugler ve Neusser (1993) | OECD Ülkeleri | -1980:1-1970:12, - Mevduat Faiz Oranı - TÜFE | Eşbütünleşme | Uzun Dönemde RIP koşulu sağlanırken, kısa dönemde sağlanamamakta |
| Goodwin ve Grennes (1994) | ABD, Kanada, İngiltere, Belçika, İtalya , Fransa, Almanya, Hollanda, İsviçre, Japonya | -1975:2-1987:12, - Mevduat Faiz Oranı - TÜFE | Eşbütünleşme (Engle-Granger ve Johansen-Juselius) | RIP koşulu sağlanmakta |
| Jorion (1994) | ABD, İngiltere, Almanya | -1973:1-1991:12 - Üç Aylık Hazine Bonosu Faiz Oranı - TÜFE, TEFE | EKK | RIP koşulu sağlanamamakta. |
| Moosa ve Bhatti (1996) | 12 Gelişmiş Ülke | -1972Q1-1993Q3 - Üç Aylık Hazine Bonosu Faiz Oranı - TÜFE | Birim kök testleri | RIP koşulu sağlanmakta |
| Al-Awad ve Goodwin (1998) | ABD, Kanada, İngiltere, Belçika, İtalya, Fransa, Almanya, Hollanda, İsviçre, Japonya | -1976-1994 -Üç ve 12 aylık bonoların haftalık getiri oranları - TÜFE | Eşbütünleşme (Johansen-Juselius) Granger Nedensellik | RIP koşulu sağlanmakta |
| Wu ve Chen (1998) | Belçika, Danimarka, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Hollanda, İngiltere | -1979-1996 Aylık Euro-market Getiri Oranları - TÜFE | Panel birim kök testleri | RIP koşulu sağlanmakta |
| Wu ve Fountas (2000) | G7 Ülkeleri | 1979Q1-1993Q4 -Kısa dönem faiz oranı (Üç aylık mevduat faiz oranı) -Uzun dönem faiz oranı (Hazine Tahvili Getiri Oranı) - TÜFE | Eşbütünleşme (Engle-Granger ve Gregory-Hansen) | Bazı ülkelerde uzun dönem reel faiz oranları yakınsamakta |

(Tablo 10 Devam)

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Holmes ve Maghrebi (2004) | ABD, Kanada, İngiltere, Belçika, İtalya, Fransa, Almanya, Hollanda, Japonya | 1973:6-2004:1 - Üç Aylık Hazine Bonosu Faiz Oranı - TÜFE | DFGLS birim kök testi ve doğrusal olmayan TAR ve MTAR eşbütünleşme testleri | RIP koşulu sağlanmakta |
| Baharumshah, Haw ve Fountas (2005) | Endonezya, Filipinler, Sri Lanka, Tayvan, Tayland,Guney Kore, Hong Kong, Singapur, Malezya, Japonya | 1977Q1-2001Q4 -Kısa dönem faiz oranı (Üç aylık mevduat faiz oranı) - TÜFE | Panel birim kök testleri | RIP koşulu sağlanmakta |
| Ferreira ve Leon-Ledesma (2007) | Arjantin, Brezilya, Meksika,Türkiye,Şili,Fransa, Almanya, İtalya, İspanya, ABD, İngiltere | 1975.5-2003.8 -Hazine Bonosu Faiz Oranı - TÜFE | Birim kök testi ve doğrusal olmayan TAR eşbütünleşme testleri | RIP koşulu sağlanmakta |
| Jenkins ve Madzharova (2007) | 15 AB Ülkesi | 1999:1-2004:12 -Hazine Tahvili Faiz Oranı | Panel eşbütünleşme testleri | RIP koşulu sağlanamamakta |
| Pipatchaipoom ve Norrbin (2008) | ABD, İngiltere, İsviçre, Japonya | 1978.9-2004.7 - Euro Mevduat Faiz oranı - TÜFE | Doğrusal birim kök ve eşbütünleşme testleri ile doğrusal olmayan STAR birim kök testi | Doğrusal Olmayan Analizlerde RIP koşulu sağlanmakta, doğrusal analizlerde RIP koşulu sağlanamamakta |
| Holmes ve Wang (2008) | 1 Mayıs 2004'te AB Üyesi olan 10 Ülke | 1993:7-2005:12 - Mevduat faiz oranı - TÜFE | (ADF-GLS, KPSS) ve Panel (IPS ve SURADF) birim kök testleri | Tekli birim kök testleri RIP koşulunu reddederken, panel birim kök testleri RIP koşulunun sağlandığını göstermektedir. |
| Baharumshah, Liew ve Hamzah (2008) | 5 Güneydoğu Asya ülkesi Malezya, Singapur, Endonezya,Tayland, Filipinler | -1977:Q1-2002:Q1 - Mevduat faiz oranı | Doğrusal olmayan KSS (2003) birim kök sınaması | Malezya hariç diğer bütün ülkelerde RIP koşulu sağlanmakta |
| Baharumshah, Liew ve Haw (2009) | G7 Ülkeleri ve 10 Güneydoğu Asya Ülkesi | -1977:Q1-2002:Q1 - Para piyasası faiz oranı | Doğrusal olmayan KSS (2003) birim kök sınaması | G7 Ülkelerinin tümünde; Filipinler ve Tayvan hariç bütün Asya ülkesinde RIP koşulu sağlanmakta |
| Camarero, Carrion-i-Silvestre ve Tamarit (2010) | 17 OECD ülkesi | 1978:Q1–2006:Q1 - Para piyasası faiz oranı - TÜFE | Yatay kesit bağımlılığı dikkate alan yapısal kırılmalı Carrion-i Silvestre vd. (2005) panel birim kök testi | RIP koşulu sağlanamamakta |
| Holmes, Panagiotidis ve Otero (2011) | 5 Güneydoğu Asya ülkesi Malezya, Singapur, Endonezya,Tayland, Filipinler | 1977:Q1–2008:Q3 - Mevduat faiz oranı - TÜFE | Yatay kesit bağımlılığı dikkate alan Hadri ve Rao (2008) yapısal kırılmalı panel birim kök testi | RIP koşulu sağlanmakta |
| Baharumshah, Haw, Masih ve Lau (2011) | Malezya, Singapur, ,Tayland, Filipinler,Güney Kore, Tayvan, Çin, Japonya, | 1976:1–2005:6 - Para piyasası faiz oranı - TÜFE | SURADF panel birim kök sınaması ile yatay kesit bağımlılığı dikkate alan yapısal kırılmalı Carrion-i Silvestre vd. (2005) panel birim kök sınaması | RIP koşulu sağlanmakta |

RIP geçerliliğini sınamaya yönelik çalışmalarda geleneksel birim kök ve eşbütünleşme teknikleri de kullanılmıştır. Ancak, geleneksel eşbütünleşme veyahut birim kök testleri para politikasındaki değişimler, maliye politikası rejim kaymaları ve kurumsal değişimler nedeniyle doğru sonuçlar vermeyebilmektedir. Geleneksel eşbütünleşme veyahut birim kök testleri, yapısal kırılmaların varlığında değişkenlerin doğrusal bileşiminin durağan olmaması olasılığını (eşbütünleşmenin olmaması durumu) göz önünde bulundurmazlar. Doğrusal bileşimin durağan olmaması durumu değişkenlerin doğrusal bileşimindeki deterministik bileşenlerinde meydana gelen yapısal değişikliklerden ortaya çıkabilir. Benzer şekilde, serilerin içerdikleri deterministik bileşenlerinde meydana gelen yapısal değişiklikler durağanlık özelliklerini etkileyebilmektedir. Daha önce de ifade edildiği gibi, büyük gelişmiş ülkelerde ortaya çıkan reel faiz oranı yakınsamasındaki olası yapısal değişmeleri göz önünde bulundurmak uygun olacaktır. Reel faiz oranları arasında uzun dönem ilişkisindeki yapısal değişimler çeşitli nedenlerden kaynaklanmaktadır. Bunlardan ilki, Amerikan Merkez Bankası (FED)'nın para politikasındaki ve maliye politikası rejimindeki değişim yüzünden 1970'lerin sonları ve 1980'lerin ilk yarısında ABD faiz oranlarının yüksek seviyelere çıkmasıdır. Amerika, birçok çalışmada referans ülke olarak alındığından rejim kaymalarını göz önünde bulundurmak önemlidir. İkincisi, örneğimizdeki bazı ülkeler (Almanya ve Fransa vs.) için 1979'da Avrupa Birliği Para Sistemi (EMS)'nin başlaması reel faiz oranları arasında uzun dönemli ilişkilerdeki potansiyel değişimleri hesaba katabilmektedir.

Son dönemlerde ise, ulaşım ve işlem maliyetleri (Hollifield ve Uppal, 1997, s.2145-2170), gümrük vergileri veya tarife dışı diğer engeller (Sercu vd., 1995, s.1309-1319), fiyatların yapışkanlığı (Madsen ve Yang,2008, s.295-309), döviz piyasalarına yön veren iktisadi aktörlerin farklı öngörülere ve beklentilere sahip olması (Kilian ve Taylor, 2003, s.85-107) ve para otoritelerinin döviz piyasasına müdahalesi (Sarno ve Taylor, 2001, s.839-868; Taylor, 2006, s.1-17) gibi nedenlerle döviz kurunun ve faiz oranlarının doğrusal bir yapı arz etmediği ve bu nedenle PPP ile UIP'nin dolayısıyla da RIP'in geçerliliğine yönelik ampirik çalışmaların gerçeği yansıtmadığı ileri sürülmektedir (Chang ve Liu,2010, s.264).

### 3.3.2. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada seçilmiş OECD ve diğer ülkelere ilişkin 1974:Q1-2008:Q4 dönemini kapsayan üçer aylık veriler IMF-IFS (International Financial Statistics) veri setinden alınmıştır. Çalışmanın başlangıç dönemi olarak, 1974 yılının ilk çeyreği olarak belirlenmesine karşın bazı ülkelere ait verilerin ulaşılabilirliği ve elde edilebilirliği nedeniyle sadece belli ülke ve ülke grupları için analizler bu dönemde başlatılmıştır. Diğer ülkeler içinse analizler verilerin elde edilebildiği dönem esas alınarak yapılmıştır. Analizde 1974 yılının başlangıç dönemi olarak seçilmesinin ana nedeni 1971 yılında Bretton-Woods sisteminin çökmesini takiben birçok ülkenin 1973 yılı ortalarından itibaren serbest dalgalı kur politikası izlemeye başlamış olmasıdır. Analizde uygulamalı çalışmalardaki yöntem izlenilerek veri kısıtına bağlı olarak faiz göstergesi olarak da hazine tahvili getiri oranı kullanılmıştır. Ancak bazı ülkeler için ise mevduat faiz oranı ile para piyasası faiz oranı da kullanılmıştır. Analizde kullanılan verilere ilişkin bilgiler Tablo 11'de verilmiştir. Reel faiz oranının hesaplanmasında Fisher denkleminden yararlanılmıştır. Enflasyon oranı ise TÜFE endeksinden türetilmiştir. Reel faiz oranlarının risk primleri nedeniyle farklılaşabileceği hususu gözden kaçırılmamalıdır. Dolayısıyla, çalışmada ödeme riski bulunmayan hazine bonosu faiz oranı ve hazine tahvili getiri oranlarından yararlanılmıştır. Ancak, ödememe riski dikkate alınsa bile, kuram reel faiz oranının ülkeler arasındaki faiz farklılıklarının eşit olacağıyla ilgili bir öngörüde bulunmamaktadır. Tüketici ve yatırımcı gibi iktisadi aktörlerin heterojenliği ya da sermaye hareketleri üzerindeki kısıtlamalara bağlı olarak risk primleri reel faizlerin ülkeler arasında farklılaşmasına neden olabilmektedir.

Tablo 11

*Analizlerde Kullanılan Değişkenlerle İlgili Bilgiler*

| Kullanılan Faiz Oranı Göstergesi | Ülkeler | Dönem | Kaynak |
|---|---|---|---|
| Hazine Tahvili Getiri Oranı | Avustralya | (1974:Q1 - 2008:Q4) | IMF-IFS |
| | Avusturya | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | Belçika | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | Danimarka | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | Hollanda | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | İsveç | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | İsviçre | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | Norveç | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | Portekiz | (1974:Q1 - 2008:Q4) | |
| | İspanya | (1978:Q2 - 2008:Q4) | |
| | Meksika | (1978:Q1 - 2008:Q4) | |
| | Finlandiya | (1988:Q1 - 2008:Q4) | |
| | Yunanistan | (1985:Q2 - 2008:Q4) | |
| Para Piyasası Faiz Oranı | Brezilya | (1974:Q1 - 2008:Q4) | IMF-IFS |
| Mevduat Faiz Oranı | Arjantin | (1977:Q1 - 2008:Q4) | IMF-IFS |
| | Türkiye | (1978:Q4 - 2008:Q4) | |

### 3.3.2.1. Geleneksel ADF ve KPSS Birim Kök Testi

Reel faiz oranı farklılıklarının birim köke sahip olması (durağan olmaması) stokastik bir trendin göstergesidir. Yani, reel faiz oranı farklılıklarının durağan olmaması durumunda şokların etkisi uzun sürmekte ve bu durum yakınsamadan sapmalara neden olmaktadır. Bu durumun gerçekleşip gerçekleşmediğini anlamak için yani reel faiz oranı farklılıklarının durağan olup olmadığını sınamak için uygulamada yaygın olarak kullanılan geleneksel birim kök testlerinden yararlanılmaktadır. Uygulamada en yaygın kullanılan birim kök testlerinin başında ADF testi gelmektedir. Bu test, aşağıdaki şekilde analizimize uyarlanmaktadır:

$$\Delta(r_t - r_t^*)_t = a + y\,(r_t - r_t^*)_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} b_i \Delta(r_t - r_t^*)_{t-i} + e_t \qquad (82)$$

Bu denklemde $(r_t - r_t^*)$; durağanlık testine konu olan değişkeni, $\Delta$ birinci derece fark operatörünü, $\varepsilon$ ise hata terimlerini göstermektedir. Yukarıdaki denkleme göre RIP ile ilgili olarak aşağıdaki şu olası durumlar söz konusu olacaktır:

Tablo 12

*Reel Faiz Paritesi (RIP) Koşulunun Geçerliliğiyle İlgili Çıkarsamalar*

| | | | |
|---|---|---|---|
| **(a)** | $\psi > 0$ | $\psi$ parametresi istatistiksel olarak anlamlı ve sıfırdan büyükse diğer bir ifadeyle durağan değilse, reel faiz oranı farklılıkları uzun dönemde ortalamaya yakınsamayacak, dolayısıyla RIP koşulu sağlanmayacaktır. | RIP Koşulu Sağlanmamakta |
| **(b)** | $\psi = 0$ | Reel faiz oranı farklılıkları durağan bir süreç sergilemeyecek ve şokların etkisinin kalıcı olduğu rassal yürüyüş özelliği gösterecektir. | |
| **(c)** | $\psi<0$ $\alpha=0$ | Reel faiz oranı farklılıkları durağan bir süreç sergileyecek, dengeden sapmalar kısa dönemli olacak ve sıfır ortalamaya doğru yakınsayacaktır. Bu durumda, tam RIP koşulu sağlanmaktadır. | Güçlü RIP Koşulu Sağlanmakta |
| **(d)** | $\psi<0$ $\alpha \neq 0$ | Reel faiz oranı farklılıkları durağan bir süreç sergileyecek, dengeden sapmalar kısa dönemli olacak ve sıfırdan farklı bir ortalamaya doğru yakınsayacaktır. Bu durumda, zayıf RIP koşulu sağlanmaktadır. | Zayıf RIP Koşulu Sağlanmakta |

Uygulamalı analizin ilk aşamasında reel faiz oranı farklılıklarının durağan olup olmadıklarının yani birim kök içerip içermediklerinin belirlenmesinde (82) nolu denklemde sunulan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testinin yanı sıra daha yüksek güç özelliklerine sahip KPSS testi de uygulanmıştır.

### 3.3.2.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sınamaları

Diğer yandan analize konu değişkenler incelenen dönem içerisinde yapısal bir değişikliğe maruz kalmışlarsa, bu yapısal değişiklikleri dikkate almadan yapılan birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar verebilmekte ve testin gücünü azaltabilmektedir. Bu nedenle anılan sakıncayı gidermek için çalışmada yapısal değişimleri içsel olarak belirleyen zaman serilerine ve panel verilere uyarlanmış Lee ve Strazicich (2003) testinin yansıra son zamanlarda uygulama alanı bulan Lanne, Lütkepohl ve Saikkonen (2002) (LLS) birim kök sınamalarından yararlanılmıştır.

### 3.3.2.3. Doğrusal Olmayan Eşik Otoregresif (TAR) Birim Kök Sınamaları

İktisadi serilerin uzun dönemde ortalamaya yöneliminin doğrusal ve simetrik olduğunu varsayan ister yapısal değişikliğe olanak tanıyan Zivot ve Andrews (1992), Perron (1997) testleri isterse ADF ve KPSS gibi birim kök testlerinin aksine doğrusal olmayan eşik otoregresif modeller (TAR), serilerin ortalamaya yönelimini asimetrik olarak modellemeye olanak sağlamaktadır. Bu modeller dengeye uyarlanma da zaman bağımlılığı içerir. Reel faiz oranındaki farklılıkların ortalamaya yöneliminde asimetrik etkilerin önemli olup olmadığını anlamak için Enders ve Granger (1998) ile Enders ve Siklos (2001)'un geliştirmiş olduğu serilerde hem asimetriliği hem de birim kökün varlığını test etmeye imkân veren TAR ve Momentum TAR (MTAR) modelleri şu şekilde gösterilebilir:

$$\Delta(r_t - r_t^*)_t = I_t\, r_1 (r_t - r_t^*)_{t-1} + (1 - I_t)\, r_2 (r_t - r_t^*)_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} g_j \Delta(r_t - r_t^*)_{t-j} + e_t \qquad (83)$$

Yukarıdaki denklemde $I_t$ gösterge değişken olup şöyle tanımlanmaktadır:

$$I_t = \begin{cases} 1 & if \quad (r_t - r_t^*)_{t-1} \geq t \\ 0 & if \quad (r_t - r_t^*)_{t-1} < t \end{cases} \qquad (84)$$

MTAR ise aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$\Delta(r_t - r_t^*)_t = M_t\, r_1 (r_t - r_t^*)_{t-1} + (1 - M_t)\, r_2 (r_t - r_t^*)_{t-1} + e_t \qquad (85)$$

Burada ise TAR modelindekine benzer şekilde gösterge değişken şu şekilde ifade edilmektedir:

$$M_t = \begin{cases} 1 & if \quad \Delta(r_t - r_t^*)_{t-1} \geq t \\ 0 & if \quad \Delta(r_t - r_t^*)_{t-1} < t \end{cases} \qquad (86)$$

Burada reel faiz oranı farklılıklarının,$(r_t - r_t^*)$, durağan olmasının yeterli koşulu $-2 < (r_1, r_2) < 0$ olmasıdır. Reel faiz oranı farklılıklarının durağan olup olmadığını anlamak için F testiyle boş hipotez altında $r_1 = r_2 = 0$ olup olmadığı test edilmektedir. Şayet yokluk hipotezi reddedilirse o zaman reel faiz oranı farklılıklarının durağan olduğu sonucuna varılır. Ayrıca, yine F testiyle serinin ortalamaya yöneliminde asimetri olup olmadığını anlamak için $r_1 = r_2$ boş hipotezi test edilir.

### 3.3.2.4. Doğrusal Olmayan Kapetanios, Shin ve Snell (2003) Birim Kök Sınaması

TAR modelinin sakıncası eşik değerlerin belirlenmesinden sonra rejimler arasında geçişin çok hızlı olmasıdır. Bu durumda alışıla gelen yöntemlerin kullanımı hatalı sonuçlar verebilmektedir. İncelenen veride rejimler arası geçişin yumuşak olması halinde ise STAR modeller kullanılmaktadır. Bu şekilde STAR (Smooth Transition Autoregressive) modellerin kullanımı ile iki rejimli durumda rejimler arası geçiş sorunu ortadan kalkmaktadır. Kapetanios, Shin ve Snell (2003) (KSS) doğrusal olmayan birim kök testi üssel düzgün geçişli otoregresif modele dayanmakta olup aşağıda gösterildiği gibi modellenebilir:

$$\Delta(r_t - r_t^*)_t = b\, y_{t-1} + g\,(r_t - r_t^*)_{t-1} F(q;(r_t - r_t^*)_{t-d}) + u_t \qquad (87)$$

Bu modelde, $F$ (.) değeri 0 ile 1 arasında değişen geçiş fonksiyonunu, $(r_t - r_t^*)_{t-d}$ eşik değişkeni, $d$ değeri genellikle 1 olan gecikme parametresini, θ ise rejimler arası geçişin hızını gösteren düzgünleştirici parametreyi göstermektedir. Buradaki geçiş fonksiyonunun üstel $[1-\exp(-q(r_t - r_t^*)^2_{t-d})]$ olması halinde aşağıdaki model elde edilebilir.

$$\Delta(r_t - r_t^*)_t = g\,(r_t - r_t^*)_{t-1}[1-\exp(-q(r_t - r_t^*)^2_{t-1})] + u_t \qquad (88)$$

Burada $(r_t - r_t^*)_t$ ortalama ya/ya da trendden arındırılmış seriyi, $u_t$ ise sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip hata terimini ve $[1-\exp(-q(r_t - r_t^*)^2_{t-d})]$ ise doğrusal olmayan uyarlama fonksiyonunu göstermektedir. $(r_t - r_t^*)_t$ serisinin birim kök içerdiğini ifade eden yokluk hipotezi ($\Delta(r_t - r_t^*)_t = u_t$) θ=0 ve dolayısıyla $[1-\exp(-q(r_t - r_t^*)^2_{t-d})]$=0 olduğunu ima ederken, doğrusal olmayan alternatif hipotez θ>0 koşulunu gerektirmektedir. Temel hipotez altında γ parametresi tanımlanmadığından, bu hipotez doğrudan sınanamaz. Kapetanios vd. (2003) bu sorunun üstesinden gelmek için (88) numaralı denkliğe birinci mertebeden Taylor serisi yaklaşımını uygulayarak aşağıdaki modeli elde etmişlerdir

$$\Delta(r_t - r_t^*)_t = d\,(r_t - r_t^*)^3_{t-1} + z \qquad (89)$$

Kalıntıların otokorelasyonlu olması halinde bu modeli aşağıda görüldüğü gibi genişletmek mümkündür:

$$\Delta(r_t - r_t^*)_t = d\,(r_t - r_t^*)_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^{P} r_i \Delta(r_t - r_t^*)_{t-i} + z \qquad (90)$$

Burada, ilgilenilen değişkenin durağan olup olmadığını gösteren temel hipotez $H_0$: $\delta=0$, $H_1$:$\delta>0$ hipotezine karşı KSS (2003) tarafından hesaplanan kritik değerler vasıtasıyla test edilebilir.

### 3.3.2.5. Lanne, Lütkepohl ve Saikkonen (2002) Birim Kök Sınaması

Zivot-Andrews (1992), Perron (1997) ve Lee-Strazicich (2003) gibi yapısal kırılmalı doğrusal birim kök testleri analize konu serilerdeki yapısal değişimlerin ani ve tek dönemlik olduğu varsayımından hareket etmektedirler. Ancak, Lanne, Lütkepohl ve Saikkonen (2002)'de belirtildiği gibi birçok iktisadi ve özellikle finansal seride ortaya çıkan yapısal değişim, ekonomideki tüm aktörler meydana gelen değişimlere anlık ve eş zamanlı tepki vermedikleri için bir dönemden ziyade, birden çok döneme yayılarak, doğrusal olmayan bir veri yaratım sürecinin ortaya çıkmasına neden olabilmektedir. Lanne, Lütkepohl ve Saikkonen (2002) (LLS) ADF regresyon denklemine doğrusal olmayan bir yapısal değişiklik fonksiyonu, $(f_t(\theta)'\gamma)$, ekleyerek seviye değişmelerinin olduğu aşağıdaki birim kök testini geliştirmişlerdir:

$$(r_t - r_t^*)_t = \alpha + \beta t + f_t(\theta)'\gamma + u_t \qquad (91)$$

Burada $f_t(\theta)$, yani yapısal değişiklik fonksiyonu, yapısal değişikliğin boyutu ($\theta$) ve yapısal değişiklik zamanı $T_B$'ye bağlıdır. $\theta$ ve $\gamma$ ise bilinmeyen parametreler ya da parametre vektörleri olup t ise zaman eğilimini göstermektedir. $u_t$ ise sabit varyans ve sıfır ortalama özelliği taşıyan hata terimidir. LLS (2002) bu test çerçevesinde üç çeşit yapısal değişiklik fonksiyonu tanımlamaktadır:

$$\text{Model A: } f_t^{(1)}\gamma = d_{1,}t\text{:} \quad \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases} \qquad (92)$$

Yapısal değişiklik fonksiyonu, $f_t^{(1)}$, serinin seviyesindeki daimi bir değişimi göstermekte olup, $\theta$'ya bağlı değildir. Bu fonksiyonda $d_{1t,}$ yapısal değişikliğin olduğu $T_B$ zamanındaki kukla değişkeni göstermektedir. Burada fonksiyon ilaveten bir $\theta$ içermemektedir. Yapısal değişiklik fonksiyonu $f_t^{(1)}$ $\gamma$'de $\gamma$ terimi bir skalerdir. Bu modelde yapısal değişim ani ve hızlı bir şekilde olmaktadır.

$$\text{Model B:} \quad f_t^{(2)}(\theta)\,\gamma = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1\text{-}\exp(-\theta(t\text{-}T_B + 1), & t \geq T_B \end{cases} \tag{93}$$

Model B'de yapısal değişiklik fonksiyonu, serinin seviyesinde ani bir yapısal değişikliğin olduğu zamanda, serinin yeni bir düzeyde yapısal değişiminin zaman içerisinde doğrusal olmayan bir şekilde olmasına olanak sağlayan üstel bir dağılım fonksiyonuna bağlıdır. Model C'de ki yapısal değişiklik fonksiyonu, serinin seviyesinde meydana gelen yapısal değişimin hem ani olarak hem de zaman içerisinde yumuşak ve dinamik bir rejime geçişine olanak sağlayan rasyonel bir fonksiyona bağlıdır.

$$\text{Model C:} \quad f_t^{(3)}(\theta)\,\gamma = \left[\frac{d_{1,t}}{1-qL}, \frac{d_{1,t-1}}{1-qL}\right]'$$

$$f_t^{(3)}(\theta)\,\gamma = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ \gamma_{1,} & t = T_B \\ \gamma_1 + \sum_{j=1}^{t-\mathrm{TB}} q^{\,j-1}\,(\theta_{\gamma 1} + \gamma_2) & t > T_B \end{cases} \tag{94}$$

Bu modelde serinin seviyesinde meydana gelen zaman içerisindeki yapısal değişim şayet θ parametresinin değeri çok büyük değilse oldukça esnek ve yumuşaktır[6]. $f_t^{(2)}(\theta)\,\gamma$ 'de γ ve θ terimi skaler değişkenlerdir. θ, burada sıfırdan büyük pozitif reel bir sayı (θ>0) olmakla birlikte, γ herhangi bir değer alabilmektedir. Yukarıdaki modeller çerçevesinde birim kök testi yapılmasında LLS (2002) şu aşamaları önermişlerdir: İlk olarak (91) nolu denklem Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS) yöntemi ile test edildikten sonra orijinal seriden çıkarılarak elde edilen düzeltilmiş yeni seriye ADF testi uygulanır. Uygun Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (FGLS) amaç fonksiyonunun minimize edildiği zaman, yapısal değişimin olduğu zamanı ($T_B$) göstermektedir. Anılan teste ait kritik tablo değerleri adı geçen yazarların çalışmalarında verilmiştir. Bu çalışmada LLS (2002) testi uygulanırken serinin ortalamasında meydana gelen değişikliğin hem ani olarak hem de zaman içerisinde yumuşak ve dinamik bir rejime geçişine olanak sağlamasından dolayı Model C kullanılmıştır.

[6] Zaman içerisindeki esnek ve yumuşak yapısal değişim θ parametresinin değerinin küçük olması ile gösterilmektedir.

### 3.3.3. Uygulamalı Analiz Sonuçları

Analizde kullanılan reel faiz oranı farklılıklarının yakınsayıp yakınsamadığını yani durağan olup olmadığını saptamak için uygulanan ADF (Genişletilmiş Dickey-Fuller) KPSS ve yapısal kırılmalı Lee ve Strazicich (2003) sınama sonuçları Tablo 13'de sunulmuştur. Analizlerde örneklemdeki ülkeler iktisat yazınında sıkça kullanılan biçimde sınıflandırılmıştır. Gelişmiş G-7 ülkeleri, Latin Amerika ülkeleri ve diğer ülke grubu için yapılan analizlerde referans ülke olarak A.B.D; AB ve diğer bölge ülkeleri için yapılan analizlerde de referans ülke olarak Almanya alınmıştır.

Tablo 13

*Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Doğrusal Birim Kök Sınama Sonuçları*

| | | ADF | KPSS | Lee ve Strazicich (2003) | |
|---|---|---|---|---|---|
| G7 Ülkeleri | İngiltere | -2.448 | 0.719 | -5.583 | 1979:02 |
| | Kanada | -2.655 | 0.332 | -6.940 | 1996:02 |
| | İtalya | -2.586 | 0.851 | -4.813 | 1996:01 |
| | Fransa | -2.940 | 1.101 | -4.971 | 1996:01 |
| | Almanya | -3.203 | 0.316 | -5.080 | 1989:01 |
| | Japonya | -3.211 | 0.329 | -4.211 | 1980:03 |
| AB ve Bölge Ülkeleri | Avusturya | -3.315 | 0.076 | -4.432 | 1989:03 |
| | Belçika | -4.233 | 0.553 | -2.017 | 1994:01 |
| | Danimarka | -2.139 | 0.065 | -1.290 | 1993:02 |
| | Finlandiya | -2.428 | 0.180 | -3.731 | 1994:01 |
| | Fransa | -2.509 | 0.012 | -7.026 | 1993:04 |
| | Yunanistan | -3.921 | 0.558 | -4.720 | 1999:02 |
| | İtalya | 4.027 | 0.639 | -6.415 | 2000:01 |
| | Hollanda | -3.601 | 0.470 | -8.931 | 2008:01 |
| | Norveç | -2.346 | 1.274 | -4.028 | 1990:03 |
| | Portekiz | -2.115 | 0.736 | -2.163 | 1991:02 |
| | İspanya | -3.158 | 0.533 | -4.201 | 1986:03 |
| | İsveç | -3.747 | 0.041 | -1.083 | 1993:04 |
| | İsviçre | -2.284 | 0.211 | -3.981 | 1989:04 |
| | İngiltere | -5.601 | 0.618 | -5.297 | 1990:02 |
| | Türkiye | -2.973 | 0.971 | -4.615 | 1986:04 |
| Latin Amerika Ülkeleri | Brezilya | -2.611 | 1.387 | -4.937 | 1999:03 |
| | Meksika | -1.029 | 0.931 | -5.142 | 1998:01 |
| | Arjantin | -2.184 | 0.782 | -8.031 | 1995:01 |
| Kritik Değerler | %1 | -3.478 | 0.739 | 5.11 | |
| | %5 | -2.882 | 0.463 | 4.57 | |
| | %10 | -2.577 | 0.347 | 4.17 | |

Tablo 13'de sunulan analiz sonuçlarına göre yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı ADF ve KPSS test istatistikleri bazı durumlarda birbiriyle çelişen sonuçlar vermektedir. Söz gelimi, G-7 ülkeleri için yapılan analizlerde İtalya, Fransa ve Almanya

örneklerinde reel faiz farklılıkları için ADF testi serilerin durağan olduğunu gösterirken; KPSS testi durağan olmadığını göstermektedir. Benzer şekilde AB ve bölge ülkelerine yönelik yapılan analizlerde Belçika, Yunanistan, İtalya, Hollanda, İspanya için ADF testi reel faiz farklılığının durağanlığına işaret ederken, KPSS testi durağan olmadığına işaret etmektedir. Söz konusu testlerin birbiriyle çatışan sonuçlar vermesi reel faiz oranı farklılıklarında meydana gelen yapısal kırılmalardan kaynaklanabilir. Bu nedenle yapısal kırılmaların birim kök sınamalarındaki etkisini dikkate almak için yapısal değişimleri içsel olarak belirleyen Lee ve Strazicich (2003) birim kök testinden elde edilen bulgular biraz daha net sonuçlar sunabilmektedir. Anılan sınama sonuçları, her bir G-7 ülkesinde ve Latin Amerika ülkesinde reel faiz paritesi koşulunun sağlandığını gösterirken; AB ve bölge ülkeleri grubundan Belçika, Danimarka, Finlandiya, Norveç, İsveç, İsviçre ve Portekiz için sağlanmadığını göstermektedir.

Diğer yandan bir bütün olarak ülkelerin reel faiz paritesi koşulunu sağlayıp sağlamadığını anlamak için yapılan panel birim kök sınamalarına ait sonuçlar Tablo 14'te verilmiştir. Ancak, panel birim kök uygulamalarında zaman serilerine dayalı sınamalardan farklı olarak dengeli panel analizi için AB ve Bölge Ülkeleri grubunda verilerin boyutu nedeniyle Türkiye, Yunanistan, İspanya ve Finlandiya ülkeleri analizlerde dikkate alınmamıştır. Latin Amerika Ülke grubu için yapılan analizlerde ise aynı şekilde dengeli panel analiz için uygulama döneminin başlangıcı olarak bütün ülkeler için 1978:Q1 olarak belirlenmiştir. Tablo 14'de sunulan ve panel birim kök sınamaları her ülke grubuna ilişkin reel faiz oranı farklılıklarının bir bütün olarak durağan olduğunu göstermektedir. Bu bulgular, adı geçen ülkeler gruplarında finansal bütünleşmenin sağlandığına işaret etmektedir.

Tablo 14

*Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Panel Birim Kök Sınama Sonuçları*

| Ülke Grupları | IPS | LLC | Hadri |
|---|---|---|---|
| G7 Ülkeleri | -21.591<br>(0.000) | -18.091<br>(0.000) | 0.788<br>(0.215) |
| AB ve Bölge Ülkeleri | -17.386<br>(0.000) | -23.074<br>(0.000) | 0.632<br>(0.209) |
| Latin Amerika Ülkeleri | -9.091<br>(0.000) | -14.266<br>(0.000) | 1.210<br>(0.113) |

Not: Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Son yıllarda ise bazı makroekonomik değişkenlerin doğrusal olmayan bir veri yaratım süreciyle ifade edildiği ve dolayısıyla doğrusal olmayan bir yapı sergiledikleri vurgulanmaya başlanmıştır (Aksoy ve Leon-Ledesma,2008:1-45). Doğrusal olmayan dinamiklerin ve asimetrilerin varlığında ise ister yapısal değişime olanak tanıyan ister alışıla gelmiş doğrusal birim kök testlerin gücü azalmaktadır (Enders,2004, s.430; Holmes ve Maghrebi, 2004, s.388,391; 2006, s.386,388; Baharumshah vd. 2010, s.353-354). Ayrıca, Enders ve Granger (1998) ile Enders ve Siklos (2001)'a göre asimetrik bir ilişkinin simetrik tahmini spesifikasyon hatası yapılmasına neden olmaktadır. Bilindiği gibi, doğrusal olmama uzun dönem dengesine ayarlanma hızına bağlı olarak oluşabilmektedir. Küçük sapmalar iktisadi aktörler tarafından dengeye yönelme eğilimi olacağı için dikkate alınmazken büyük sapmalar bu karar alıcılar tarafından uzun dönemde dengeye dönme yönünde baskı oluşturabilmekte ve uzun dönem dengesine ayarlanma süreci işlem maliyetleri ve risk algılamalarındaki farklılıklardan dolayı simetrik olmayabilmektedir (Ferreira ve Leon-Ledesma, 2007, s.364,367).

Bu nedenlerden dolayı, analizler bir adım daha ilerletilerek reel faiz oranı farklılıklarının doğrusal olmayan birim kök testleriyle durağan olup olmadığı ele alınacaktır. Bu nedenle, reel faiz farklılıklarını doğrusal olmayan bir veri yaratım sürecine sahip olup olmadıklarını anlamak için öncelikle analize konu serilerin doğrusalsızlık sınamaları yapılacaktır. Granger ve Teräsvirta (1993, s.62) tarafından da ifade edildiği gibi ele alınan iktisadi ilişki doğrusal bir şekilde modellenebiliyorsa, bu durumda kullanılabilecek istatistikî teoriler doğrusal olmayan modeller için kullanılabileceklerden daha fazladır. Ayrıca doğrusal bir model ile ileri dönemler için öngörüde bulunmak doğrusal olmayan modellerle göre daha kolaydır. Bununla birlikte zaman serisi kısa olduğunda, doğru model doğrusal bir model olsa bile, doğrusal olmayan bir model başarılı bir biçimde tahmin edilebilir. Dolayısıyla gereksiz yere karmaşık bir model kurma riski her zaman için söz konusudur. Ancak bu riskin oluşmasını önlemek "doğrusallığın sınanması" ile mümkün olmaktadır. Doğrusal olmayan sistemler üzerine bir araştırma yapmanın önemli bir nedeni, doğrusal olmayan sistemlerin görünürde rassal olan değişimleri açıklama yeteneğine sahip olmalarıdır. Bu durum doğrusalsızlık sınamalarının yapılmasının gerekliliğini ortaya koymaktadır (Açıkgöz,2007, s.101-103).

Yazında doğrusallık sınamaları parametrik ve parametrik olmayan sınamalar olmak üzere iki grupta incelenebildiği gibi alternatif belirli bir modele gereksinim

duyulan ve duyulmayan sınamalar olarak da sınıflandırılabilmektedirler. İlk sınıflamaya göre RESET sınaması ile Tsay'in *F* sınaması, Lagrange çarpanı sınamaları parametrik sınamalara; hata kareleri için McLeod-Li (1983) tarafından ileri sürülen *Q* sınaması, bispektral sınama ile Brock, Dechert ve Scheinkman (1987) ile önerilen BDS sınamaları ise parametrik olmayan sınamalara örnek olarak verilebilir. McLeod-Li (1983) testi, değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olup olmadığını belirlemek için kullanılmakla beraber, doğrusal olmayan ilişkinin hangi formda olduğunu tespit edememektedir (Enders,2004, s.407). BDS sınaması, bir serideki zaman tabanlı bağımlılığı araştıran, bağımsızlıktan herhangi bir nedenle olası sapmaları sınamak, ayrıca uygun şeklide belirlenen bir ARMA modelinin artıklarının birbirinden bağımsız birbirinin aynı dağılımlı olup olmadıklarını araştırmak üzere kullanılabilen bir sınamadır. Bu testler doğrusal modelin kalıntılarına uygulanır ve portmanto tipidir. Yani bu testlerdeki alternatif hipotezler doğrusal olmayan veri yaratım sürecinin kesin yapısını ortaya koymaz (Franses ve Van Dijk, 2000). Bu yüzden literatürde TAR tipi doğrusal olmayanlık sınanırken bu tip testler kullanılmamaktadır. BDS sınamasını diğer doğrusalsızlık sınamalarından ayıran önemli bir özelliği kaotik süreçler teorisinin bazı kavramları üzerine kurulu olmasıdır. Kaos teorisi, kesin doğrusal olmayan denklemlerin analizi olup kaotik bir süreç, deterministik bir süreç tarafından yaratılan ancak stokastik bir süreç görünümünde olan ve stokastik bir süreç ile benzer otokorelasyon özellikleri sergileyen bir süreç olarak tanımlanır (Granger ve Teräsvirta,1993, s.90).

Bu çalışmada, reel faiz oranı farklıklarının doğrusal bir yapıya uyup uymadıklarını belirlemek üzere BDS ve Tsay sınamalarından yararlanılmıştır. Tablo 15'de sunulan doğrusalsızlık sınama sonuçlarına göre bazı ülkeler hariç genelde bütün seriler doğrusal olmayan bir yapı sergilemektedir. BDS ve Tsay doğrusalsızlık sınamaları Avusturya, Belçika ve Finlandiya örneklerinde birbiriyle çelişen sonuçlar sunmaktadır. TAR tipi doğrusal olmayanlık sınanırken BDS sınamasından ziyade genelde diğer sınamalar tercih edildiği için burada Tsay sınama sonuçları dikkate alınmış olsa da doğrusal modellerle karşılaştırma yapmak amacıyla bu ülkeler için de doğrusal olmayan sınamalar kullanılmıştır.

Tablo 15

*Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Doğrusallık Sınama Sonuçları*

| | | BDS Test | Tsay Test |
|---|---|---|---|
| G7 Ülkeleri | İngiltere | 0.437 (0.000) | 5.290 (0.014) |
| | Kanada | 0.310 (0.000) | 9.410 (0.000) |
| | İtalya | 0.347 (0.000) | 11.825 (0.000) |
| | Fransa | 0.283 (0.000) | 7.581 (0.000) |
| | Almanya | 0.339 (0.000) | 6.271 (0.008) |
| | Japonya | 0.412 (0.000) | 5.152 (0.025) |
| AB ve Bölge Ülkeleri | Avusturya | 0.571 (0.000) | 0.931 (0.281) |
| | Belçika | 0.310 (0.000) | 0.327(0.570) |
| | Danimarka | 0.347 (0.000) | 5.819 (0.002) |
| | Finlandiya | 0.283 (0.000) | 1.203 (0.311) |
| | Fransa | 0.339 (0.000) | 8.012 (0.000) |
| | Yunanistan | 0.820 (0.000) | 4.892 (0.038) |
| | İtalya | 0.328 (0.000) | 4.158 (0.043) |
| | Hollanda | 0.608 (0.000) | 6.036 (0.000) |
| | Norveç | 0.493 (0.000) | 4.091 (0.045) |
| | Portekiz | 0.628 (0.000) | 10.721 (0.000) |
| | İspanya | 0.483 (0.000) | 7.206 (0.000) |
| | İsveç | 3.031 (0.091) | 3.125 (0.056) |
| | İsviçre | 7.621 (0.218) | 1.263 (0.391) |
| | İngiltere | 0.427 (0.000) | 6.908 (0.000) |
| | Türkiye | 0.258 (0.000) | 9.134 (0.000) |
| Latin Amerika Ülkeleri | Brezilya | 0.271 (0.000) | 8.543 (0.000) |
| | Meksika | 0.531 (0.000) | 9.372 (0.000) |
| | Arjantin | 0.841 (0.000) | 5.764 (0.009) |

**Not:** Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Analize konu ülkelere ait reel faiz oranı farklılıkları serilerinin hem uzun dönem ortalamaya yönelip yönelmediğini hem de bu sürecin asimetrik olup olmadığını aynı anda sınamaya olanak vermesi nedeniyle uygulanan TAR ve MTAR birim kök sınama sonuçları ise Tablo 16'da verilmiştir. Analizlerde TAR ve MTAR modelleri arasında seçim yapılırken Akaike bilgi kıstasından (AIC) yararlanılmıştır. Tablo 16'da verilen doğrusal olmayan eşik otoregresif birim kök sınama sonuçları referans ülke olarak ABD'nin alındığı G-7 ve Latin Amerika ülke grublarında bütün ülkelerin; Almanya'nın referans ülke olarak alındığı AB ve Bölge Ülkeleri grubunda Finlandiya, Norveç ve İsviçre ülkeleri dışında bütün ülkelerin reel faiz oranı farklılıklarının durağan olduğunu göstermektedir. Analize konu ülkelerin çoğunda reel fazi farklılıklarının güçlü bir asimetri sergiledikleri görülmektedir. Uzun dönem ortalamaya yönelmede bazı durumlarda istatistiksel olarak anlamlı bir asimetriye rastlanırken, bazı durumlarda asimetrik bir yönelim görülmemektedir.

Tablo 16

*Reel Faiz Oranı Farklılıklarının Doğrusal Olmayan Eşik Otoregresif (TAR) Birim Kök Sınama Sonuçları*

| | | Model | $+ r_1$ | $- r_2$ | $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ | $t$ | $H_0: \rho_1 = \rho_2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| G7 Ülkeleri | İngiltere | TAR | -0.062** | -0.078 | 3.527 (0.032) | 0.821 | 6.033 (0.000) |
| | Kanada | MTAR | -0.125* | -0.057 | 4.169 (0.017) | 1.198 | 1.018 (0.314) |
| | İtalya | TAR | -0.247* | -0.019 | 4.486 (0.012) | 5.220 | 6.349 (0.012) |
| | Fransa | TAR | -0.136* | -0.051 | 7.278 (0.000) | 1.166 | 6.092 (0.014) |
| | Almanya | MTAR | -0.058 | -0.068** | 3.653 (0.028) | -1.862 | 0.221 (0.639) |
| | Japonya | MTAR | -0.091** | -0.067*** | 4.487 (0.012) | -2.950 | 0.343 (0.558) |
| AB ve Bölge Ülkeleri | Avusturya | TAR | -0.033 | -0.101 | 4.261 (0.016) | 0.801 | 1.435 (0.232) |
| | Belçika | TAR | -0.285* | -0.053** | 5.271 (0.006) | 1.410 | 4.849 (0.029) |
| | Danimarka | MTAR | 0.036 | -0.074** | 4.252 (0.016) | -0.189 | 6.495 (0.011) |
| | Finlandiya | MTAR | 0.008 | -0.176* | 1.917 (0.103) | -0.404 | 6.631 (0.011) |
| | Fransa | TAR | -0.048** | -0.213* | 5.255 (0.006) | -4.031 | 3.208 (0.075) |
| | Yunanistan | TAR | -0.216* | -0.028 | 5.039 (0.007) | -0.046 | 5.679 (0.018) |
| | İtalya | MTAR | -0.075** | -0.008 | 3.139 (0.046) | 5.273 | 2.777 (0.097) |
| | Hollanda | TAR | -0.023 | -0.602* | 7.469 (0.000) | 2.932 | 12.886 (0.000) |
| | Norveç | MTAR | 0.042 | -0.148* | 0.436 (0.614) | 2.214 | 11.457 (0.000) |
| | Portekiz | TAR | -0.411* | -0.081** | 9.462 (0.000) | 4.039 | 8.520 (0.004) |
| | İspanya | MTAR | -0.112** | -0.074 | 3.709 (0.027) | 3.993 | 5.304 (0.023) |
| | İsveç | MTAR | -0.030 | -0.097** | 3.588 (0.030) | -0.836 | 1.230 (0.269) |
| | İsviçre | TAR | -0.021 | -0.364** | 1.239 (0.138) | -5.798 | 14.636 (0.000) |
| | İngiltere | MTAR | -0.241* | -0.067 | 6.058 (0.000) | 3.474 | 4.865 (0.029) |
| | Türkiye | MTAR | 0.803* | -0.916 | 7.615 (0.000) | 8.401 | 9.643 (0.000) |
| Latin Amerika Ülkeleri | Brezilya | MTAR | 0.720* | -0.502** | 4.091 (0.036) | 7.301 | 6.081 (0.000) |
| | Meksika | MTAR | 0.109** | -0.304** | 7.385 (0.000) | 8.716 | 3.986 (0.052) |
| | Arjantin | MTAR | 1.023 | 0.820*** | 5.980 (0.000) | 5.730 | 7.605 (0.000) |

**Not:** (*),(**), (***), sırasıyla %1, % 5 ve % 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini, $\tau$ ise Chan(1993)'in yöntemiyle hesaplanmış eşik değeri göstermektedir.

Daha öncede bahsedildiği üzere, eşik otoregresif (TAR) modellerin sakıncası eşik değerlerin belirlenmesinden sonra rejimler arasında geçişin çok hızlı olmasıdır. Bu durumda alışıla gelen yöntemlerin kullanımı hatalı sonuçlar verebilmektedir. İktisadi değişkenler arasındaki rejim değişiminin ani olduğunu bir ön varsayım olarak kabul etmektedir; ancak, birçok ekonomik değişkendeki değişimin ani değil, tedrici olduğu hem teorik hem de uygulamalı çalışmalarda ortaya konmuştur (Teräsvirta ve Anderson, 1992; Granger ve Teräsvirta, 1993). TAR modellerinde rejimler arasındaki değişimin ani olmasına karşın, STAR (Smooth Transition Autoregressive) modellerinde, rejimler arasındaki geçiş yumuşak bir şekilde olmaktadır. İncelenen veride rejimler arası geçişin yumuşak olması halinde ise STAR modeller kullanılmaktadır. Bu şekilde STAR

modellerin kullanımı ile iki rejimli durumda rejimler arası geçiş sorunu ortadan kalkmaktadır.

Tablo 16

*Doğrusal Olmayan KSS (2003) ve LLS (2002) Birim Kök Sınama Sonuçları*

| | | **KSS (2003)** | **LLS (2002)** | |
|---|---|---|---|---|
| G7 Ülkeleri | İngiltere | -4.293 | -2.805 | 1987 Q2 |
| | Kanada | -3.708 | -2.652 | 1980 Q4 |
| | İtalya | -5.584 | -1.831 | 1980 Q2 |
| | Fransa | -7.206 | -3.288 | 1982 Q4 |
| | Almanya | -3.468 | -2.134 | 1980 Q2 |
| | Japonya | -4.071 | -3.249 | 1982 Q4 |
| AB ve Bölge Ülkeleri | Avusturya | -5.210 | -4.038 | 1991 Q2 |
| | Belçika | -1.983 | -3.021 | 1995 Q2 |
| | Danimarka | -2.977 | -2.873 | 1994 Q3 |
| | Finlandiya | -2.533 | -2.021 | 1989 Q1 |
| | Fransa | -3.621 | -2.611 | 1986 Q1 |
| | Yunanistan | -5.072 | -5.103 | 2000 Q4 |
| | İtalya | -3.820 | -2.605 | 1976 Q2 |
| | Hollanda | -4.726 | -2.936 | 1981Q1 |
| | Norveç | -2.483 | -1.206 | 1993 Q3 |
| | Portekiz | -3.508 | -2.731 | 1998 Q1 |
| | İspanya | -4.071 | -5.028 | 2000 Q1 |
| | İsveç | -2.109 | -2.446 | 1993 Q3 |
| | İsviçre | -1.964 | -1.327 | 1981Q1 |
| | İngiltere | -5.037 | -3.822 | 1980 Q4 |
| | Türkiye | -6.291 | -2.793 | 1999 Q4 |
| Latin Amerika Ülkeleri | Brezilya | -5.025 | -4.420 | 1994 Q1 |
| | Meksika | -6.106 | -5.071 | 1994 Q2 |
| | Arjantin | -4.529 | -3.805 | 2001 Q3 |
| Kritik Değerler | %1 | -3.48 | -3.48 | |
| | %5 | -2.93 | -2.88 | |
| | %10 | -2.66 | -2.58 | |

TAR modellerinin söz konusu sakıncasını ortadan kaldırmak için uygulanan üssel düzgün geçişli otoregresif modele dayanan doğrusal olmayan KSS (2003) birim kök testi ile yapısal kırılma durumunda değişkenlerin durağanlığında bir değişme olup olmadığını anlamak için uygulanan doğrusal olmayan LLS (2002) birim kök sınama sonuçları Tablo 17'de verilmiştir. Bu sonuçlara göre, KSS (2003) sınaması, Belçika, Finlandiya, İsveç ve İsviçre ülkeleri dışında kalan diğer ülkelere ilişkin reel faiz oranı farklılıklarının durağan olduğuna işaret etmektedir. Bunun yanında, yapısal değişikliğin dikkate alındığı LLS (2002) birim kök sonuçları ise G7 Ülke grubunda İtalya ve Almanya; AB ve Bölge Ülkeleri grubunda ise Finlandiya, Norveç, İsveç ve İsviçre

ülkeleri dışında kalan diğer ülkelere ilişkin reel faiz oranı farklılıklarının durağan olduğunu göstermektedir. Şu ana kadar uygulanan yöntemler ve bunlardan elde edilen bilgilerin kısa özet sonuçları Tablo 18'de verilmiştir. Bu sonuçlar, faiz paritesinin geçerliliğini sınamaya yönelik yöntemlerden elde edilen bulguların sınama yöntemlerine karşı duyarlı olduğunu göstermektedir. Bu çerçevede, doğrusal sınama yöntemlerine karşı daha avantajlı ve güçlü olduğu göz önüne alındığında doğrusal olmayan sınama yöntemlerinden elde edilen bulguların daha güvenilir sonuçlar verdiği öne sürülebilir. Her ne kadar doğrusal olmayan sınama yöntemleri de tekdüze bir yapıda olmayıp kendi içinde farklılaşsa da analizlerden elde edilen bulgular reel faiz paritesi koşulunun birkaç ülke dışında genelde sağlandığını göstermektedir.

Tablo 18

*Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Yöntemlerden Elde Edilen Bulguların Özet Sunumu*

| | | Doğrusal Birim Kök Sınamaları | | | Doğrusal Olmayan Birim Kök Sınamaları | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ADF | KPSS | Lee-Strazicich (2003) | TAR | | | LLS (2002) |
| | | | | | TAR | MTAR | ESTAR | |
| G7 Ülkeleri | İngiltere | – | – | + | + | | + | + |
| | Kanada | – | + | + | | + | + | – |
| | İtalya | + | – | + | + | | + | + |
| | Fransa | + | – | + | + | | + | + |
| | Almanya | + | – | + | | + | + | – |
| | Japonya | + | + | + | | + | + | + |
| AB ve Bölge Ülkeleri | Avusturya | + | + | + | + | | + | + |
| | Belçika | + | – | – | + | | – | + |
| | Danimarka | – | + | – | | + | + | + |
| | Finlandiya | – | + | – | | + | – | – |
| | Fransa | – | + | + | + | | + | + |
| | Yunanistan | + | – | + | + | | + | + |
| | İtalya | + | – | + | | + | + | + |
| | Hollanda | + | – | + | + | | + | + |
| | Norveç | – | – | – | | – | + | – |
| | Portekiz | – | – | – | + | | + | + |
| | İspanya | + | – | + | | + | + | + |
| | İsveç | + | + | + | | + | – | – |
| | İsviçre | – | + | + | – | | – | – |
| | İngiltere | + | + | + | | + | + | + |
| | Türkiye | + | – | + | | + | + | + |
| Latin Amerika Ülkeleri | Brezilya | + | – | + | | + | + | + |
| | Meksika | – | – | + | | + | + | + |
| | Arjantin | – | – | + | | + | + | + |

**Not :** (+) Reel faiz farklılıklarının durağan ; (–) ise durağan olmadığını göstermektedir.

# BÖLÜM IV

## SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Yirminci yüzyılda başlayarak yirmibirinci yüzyılda ivme kazanan küreselleşme olgusu günümüzde iktisadi olayların açıklanmasında kullanılan temel referans noktalarından biri haline gelmiştir. Etkisini hemen her alanda hissettiren küreselleşme eğilimiyle, ülkeler bir yandan bu eğilimin beraberinde getirdiği yoğun etkileşimden fırsatlar yaratabilmek ve dünya ile bütünleşme sürecini hızlandırabilmek amacıyla çeşitli zamanlarda ekonomik bütünleşme sürecine girmişlerdir. Uluslararası ekonomik bütünleşme, II. Dünya Savaşı sonrasında serbest ticaret politikaları; Bretton Woods sisteminin 1973 yılında çökmesinin ardından ise finansal serbestleşme politikaları üzerine yoğunlaşmıştır. Küreselleşmenin en önemli etkisi ise finansal piyasalarda ortaya çıkmış ve teknolojik gelişimin katkısıyla birlikte hızla bütünleşen finansal piyasalar uluslararası sermaye hareketlerinin gerek kaynak, gerek hacminde değişiklik yaratmıştır. Ülkelerde yaşanan finansal serbestleşme süreçleri, iletişim teknolojisi alanındaki gelişmelerin etkisi ve bilgi teknolojisindeki hızlı ilerlemeler küreselleşmeyi hızlandırmasının yanında finansal piyasalardaki işlemlerde etkinliği arttırmış ve işlem maliyetlerini azaltmıştır. 1980'lerde başlayan ve 1990'larda iyice hız kazanan finansal piyasalardaki küreselleşme ile finansal sistemlerin serbestleştirmesi neticesinde uluslararası sermaye hareketlerinde büyük bir artış gerçekleşmiştir. Bu durum iki önemli gelişmeye bağlı olarak gerçekleşmiştir. İlk olarak, gelişmekte olan ülkeler, finansal piyasalarını, kambiyo rejimlerini ve sermaye hesaplarını serbestleştirerek ve onları yabancı yatırımcılara açarak uluslararası bütünleşmeye katılım derecelerini önemli ölçüde yükseltmiştir. Aynı zamanda bilgi ve iletişim teknolojisindeki gelişmeler dünya genelindeki yatırımların değerlendirilmesini ve izlenmesini daha kolay bir hale getirmiş ve gelişmiş ülkelerdeki fonların dünya ölçeğinde hareketine imkân sağlamıştır. Bu durum, dünya genelinde sermaye akımlarının öneminin artmasına, para ve maliye politikası uygulamalarındaki öneminden dolayı sermaye akışkanlığının ve finansal piyasaların bütünleşme derecesiyle ilgili tartışmaların başlanmasına vesile olmuştur.

Bu kapsamda bu tez çalışmanın temel amacı, OECD ve seçilmiş ülkelerde sermaye akışkanlığı ve finansal piyasaların bütünleşme derecesi ile ilgili güncel

bulgular sunmaktır. Genel olarak değerlendirildiğinde ele alınan konularla ilgili şu ana kadar yapılmış olan çalışmalarla karşılaştırıldığında, sermaye hareketliliğinin ve finansal piyasaların bütünleşme derecesinin sınanması açısından güncel yöntemler kullanması açısından bu çalışmanın literatüre küçük de olsa bir katkı yapacağı düşünülmektedir.

Bu amaç doğrultusunda çalışmanın ilk bölümünde, sermaye hareketliliği ve finansal bütünleşme derecesinin belirlenmesi ve modellenmesine yönelik kuramsal çerçeve sunulmuş daha sonra uluslararası sermaye hareketliliğinin derecesi, Feldstein ve Horioka (1980)'nın ve Jansen (1996)'in yaklaşımlarıyla zaman serilerine ve panel verilere dayalı bir dizi ekonometrik yöntemden hareketle analiz edilmiştir. Ayrıca, sermaye hareketliliğinin derecesiyle ilişkili olduğu düşünülen ülke büyüklüğü, cari denge, dışa açıklık, nüfus bağımlılık oranı ve kişibaşına gelir gibi bir dizi kontrol değişkenleri içeren panel eşik regresyon yöntemiyle sermaye hareketliliğinin derecesiyle ilgili bilgi sunulmuştur. Elde edilen bulgular, zaman serileri bağlamında ülkelere göre değişmekle birlikte, panel veri bağlamında ele alınan ülkeler ve örneklem dönemi bazında yatırım ve tasarrufların eşbütünleşik olmadığını bu durumunda sermaye hareketliliğine işaret ettiğini göstermektedir. Sermaye hareketliliğinin ise ilgili dönemde kayda değer bir artış gösterdiği görülmüştür. Ayrıca, ülke büyüklüğü, cari denge ve dışa açıklık oranı gibi değişkenlerin sermaye hareketliliğini önemli ölçüde etkilediği yönünde bulgulara ulaşılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde ise, reel faiz paritesi koşulu (RIP) çerçevesinde finansal piyasaların bütünleşme derecesi inceleme konusu yapılmıştır. Bunun için öncelikle, reel faiz paritesi koşuluyla ilgili kuramsal bilgilere yer verilmiş ve ardından bu koşulun ele alınan ülkeler ve örneklem dönemi bazında geçerli olup olmadığı doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemlerle sınanmıştır. İktisat yazınında özellikle son çeyrek asırlık zaman diliminde ülkeler arasında reel faiz paritesi koşulunun (RIP) geçerliliğini sınamaya yönelik çalışmaların sayısında büyük bir artış olmuştur. Bu alanda öncü olma özelliğini taşıyan araştırmalar Cumby ve Obsfeld (1984) ve Mishkin (1984) ile başlamıştır. Değişik yöntemler kullanılarak reel faiz paritesi koşulunun sağlanıp sağlanmadığını tespit etmeye yönelik çalışmaların farklı sonuçlar verdiği görülmüştür. Söz konusu farklılıklar, örneklem döneminin farklılığından kaynaklanabileceği gibi kullanılan analiz yönteminden de kaynaklanabilir. Ancak,

literatürdeki araştırmalardan elde edilen bulguların büyük çoğunluğu kısa dönem reel faiz paritesi koşulunun sağlanmadığını göstermektedir. Bu duruma, ticarete konu olmayan malların varlığı ile işlem maliyetlerinin neden olduğu ileri sürülmüştür. Fiyat yapışkanlığı ve mal piyasasındaki katılığın varlığında reel faiz paritesi koşulunun geleneksel analiz yöntemlerinden ziyade uyarlama mekanizmasındaki olası asimetrileri hesaba katan testlerin uygulanması esastır. Para otoritesinin dengeden sapmalara ne kadar çabuk tepki vereceğinin belirlenmesinde sapmaların işareti ve eğilimi önemlidir. Para otoritesi enflasyondan kaçınma veya enflasyona karşı ve yerli paranın değerlenmesi yönünde bir müsamaha gösterebilir. Devamında nominal faiz oranlarını artırmak için istek (enflasyondan kaçınma) veya isteksizlik (enflasyona karşı müsamaha) oluşur. Para otoritesinin doğrusal olmayan bu tercihleri ile para politikası uygulamalarındaki bu asimetriyi modellemek için doğrusal olmayan modellerin kullanılması daha kapsamlı ve net bilgi sunabilir. Bu vurguya dayanarak, bu tez çalışmasında, seçilmiş ülkelerde reel faiz paritesi koşulunun geçerliliği yapısal kırılmaya olanak tanıyan doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök yöntemi çerçevesinde incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular, reel faiz paritesi koşulunun geçerliliğinin ülkelere göre değiştiğine işaret etmekle birlikte genel olarak değerlendirildiğinde geçerli olduğunu göstermektedir.

# KAYNAKÇA


Açıkgöz, Ş. (2007). İktisadi Büyümenin Kaynakları: Doğrusal Olmayan Dinamiklik, Oynaklık Ve Yapısal Değişim, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Basılmamış Doktora Tezi, Ankara

Ahn, Y. S. (1997). The Determinants of Various Types of Capital Flows and the Degree of Financial Capital Mobility in Developing Countries. Unpublished Phd. dissertation, The Claremont Graduate School, Claremont, California.

Aksoy, Y. and Leon-Ledesma, M. (2008). Non-linearities and unit roots in G7 macroeconomic variables, *The B.E. Journal of Macroeconomics*,8(1),1-45

Al-Awad, M.A. and Goodwin, B. (1998). Dynamic Linkages Among Real Interest Rates in International Capital Markets, *Journal of InternationalMoney and Finance,* 17, 881-907.

Alper, C. E., Ardic, O. P. and Fendoglu, S. (2009). The economics of uncovered interest parity conditions in emerging markets, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 23, No. 1, 115-138.

AmirKhalkhali, S., and A. A., Dar (1993). Testing for Capital Mobility: A Random Coefficients Approach, *Empirical Economics,* 18, 523-541.

Amornthum, S. (2003). "Two Decades Feldstein-Horioka Puzzle: Has The Puzzle Been Solved Yet", 1–21. http://www2.hawaii.edu/~amornthu/pdf/paper662.pdf (Erişim Tarihi; 08/05/2010)

Anker, P. (1999). Uncovered Interest Parity, Monetary Policy and Time-Varying Risk Premia. *Journal of International Money and Finance,* 18, 835-851.

Aparicio, F. M. and Escribano, A. (1998). Information-Theoretic Analysis of Serial Dependence and Cointegration, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics,* 3, 119-140.

Apergis, N. and Tsoumas, C. (2009). A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: What has been done and where we stand, *Research in Economics,* 63, 64-76.

Arellano, M. and Bond S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies,* 58, 27-297.

Asteriou, D. and Hall, S. (2007), Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit. Palgrave MacMillan, USA.

Baharumshah, A. Z., Hawa, C. T. and Fountas, S. (2005). A panel Study on Real Interest Rate Parity in East Asian Countries: Pre- and Post-Liberalization Era", *Global Finance Journal*, 16, 69-85.

Baharumshah A, Liew, V. and Hamzah, N (2008). Real interest parity in the ASEAN-5 countries: a nonlinear perspective, *Applied Economics Letters*, 15(12), 955-958.

Baharumshah, A.Z., Liew, V.K. and Haw, C.T. (2009). The Real Interest Rate Differential: International Evidence Based On Non-Linear Unit Root Tests, *Bulletin of Economic Research*, 61(1), 83-94.

Baharumshah A, Liew V, and Mittelhammer R. (2010). Non-linearities in real interest rate parity: Evidence from OECD and Asian developing economies. *Global Economic Review*, 39(4), 351-364.

Baharumshah, A.Z., Haw, C.T., Masih, A.M. & Lau, E. (2011). Financial integration of East Asian economies: evidence from real interest parity, *Applied Economics*, 43(16), 1979-1990.

Bahmani-Oskooee, M. and Chakrabarti, A. (2005). Openness, Size, and the Saving-Investment Relationship, *Economic Systems*, 29, 283-293.

Bai, J. and Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1–22.

Baltagi, B. H. (2001). Econometric Analysis of Panel Data. 2nd ed. New York: Wiley.

Bams, D., Walkowiak, K. and Wolff, C.P. (2004). More evidence on the dollar risk Premium in the foreign exchange market, 23, 271–282

Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith, and Hendry, D. (1993). Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.

Baxter, M. and Crucini, Mario J. (1993). Explaining Saving-Correlations, *The American Economic Review*, 83(3), 416–436.

Bayoumi, T. (1990). Saving–investment correlations: Immobile capital, government policy, or endogenous behavior?, *IMF Staff Papers*, 37, 360-387.

Blackburne, E.F. and Frank, M.W. (2007). Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels, *The Stata Journal*, 7(2), 197-208.

Berk,J.M. and Knot, K.H.V.(2001).Testing for long horizon UIP using PPP-based exchange rate expectations, *Journal of Banking and Finance*, 25,377-391

Bernhardsen, T. (2000). The relationship between interest rate differentials and macroeconomic variables: A panel data study for European countries, *Journal of International Money and Finance*, 19, 289–308.

Breitung, J. (2000), "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data"**,** B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels içinde, Advances in Econometrics*, Vol. 15, 161-178.

Brock, W. A., W.D. Dechert and Scheinkman, J.A. (1987). A Test for Independence Based on the Correlation Dimension, Social Systems Research Unit, University of Wisconsin.

Calvo, G. A. and Reinhart, C. M. (2002). Fear of Floating, *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379-408.

Camarero, M., Carrion-i-Silvestre, J.L. and Tamarit, C. (2010). Does Real Interest Rate Parıty Hold for OECD Countries? New Evidence Using Panel Stationarity Tests With Cross-Section Dependence And Structural Breaks, *Scottish Journal of Political Economy*, 57(5), 568-590

Canzoneri, M. B. and Haris, D. (1998). Real interest rates and central bank operating procedures, *Journal of Monetary Economics*, 42(3), 471-494.

Chan, K. S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model, *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.

Chang, T. and Liu, Chi (2010). Long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment: evidence from nine major oil-exporting countries, *International Journal of Finance and Economics*, 15(3), 263-274.

Chinn, Menzie D. and Dooley, M.P. (1997). Financial Repression and Capital Mobility: Why Capital Flows and Covered Interest Rate Differentials Fail to Measure Capital Market Integration, *Monetary and Economic Studies,* 15(2), 81-98

Chinn, M. D. and Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity, *IMF Staff Papers***,** 51(3), 409-430

Chung, S. Y. and Crowder, W.J. (2004). Why Are Real Interest Rates Not Equalized Internationally?, *Southern Economic Journal*, 71(2), 441-458.

Coakley, J., Kulasi, F. and Smith, R. (1996). 'Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle, *The Economic Journal,* 106, 620-627.

Coakley, J., Kulasi, F. and Smith, R. (1998). The Feldstein-Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review, *International Journal of Finance and Economics*, 3, 169-188.

Coakley, J., Kulasi, F. and Smith, R. (1999). Saving, Investment, and Capital Mobility in LDCs, *Review of International Economics*, 7, 632-670.

Coakley, J., Fuertes, A. and Spagnolo, F. (2004). Is The Feldstein-Horioka Puzzle History? , *The Manchester School*, 72, 569-90.

Choi, I. (2001).Unit Root Test for Panel Data, *Journal of International Money and Fina nce*, 20(2), 249-272.

Copeland, L. S. (2000). Exchange Rates and International Finance, Pearson Addison Wesley.

Cumby, R.E. and Mishkin, F.S. (1986). The International Linkage of Real Interest Rates: the European-US Connection, *Journal of International Money and Finance*, 5, 5-23

Cumby, R. and Obstfeld, M. (1984). 'International Interest Rate and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence', in J.Bilson and R. C. Marston (eds), *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago, IL, University of Chicago Press.

Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F. and Yeo, S. (1978). Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom, *Economic Journal*, 88, 661-692.

Dooley, M., Fernandez-Arias, E. and Kletzer, K. (1996). Is the Debt Crisis History? Recent Private Capital Inflows to Developing Countries. *The World Bank Economic Reivew*, 10(1), 27-50.

Dooley, M. P., Mathieson, D. J. and Rojas-Suarez, L. (1997). Capital Mobility and Exchange Market Intervention in Developing Countries, *NBER Working Papers*, No: 6247.

Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Political Economy* , Vol.84, No.6, 1161-1176.

Dutton, M. M. (1993). Real Interest Rate Parity New Measures and Tests, *Journal of International Money and Finance*, 12(1), 62-77.

Edison, Hali J. and Pauls, B. D. (1993). A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974-1990. *Journal of Monetary Economics*, 31(2), 165-187

Edwards, S. and Khan, M. S. (1985). Interest Rate Determination in Developing Countries" A Conceptual Framework, *IMF Staff Papers*, 32(3), 377-403.

Eichengreen, B. (2003). Capital Flows and Crisis. The MIT Pres: Cambridge.

Elliott, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, 813–836.

Enders,W. (2004). Applied Econometric Time Series. 2nd ed, USA: John Willey&Sons.

Enders, W. and Granger, C.W.J. (1998). Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 304–311.

Enders, W. and Siklos, P.L. (2001). Cointegration and Threshold Adjusment, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-176.

Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.

Engle, R.F. and Yoo, B.S. (1991). Cointegrated economic time series: an overview with new results, R.F. Engle ve C.W.J. Granger (ed.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration* içerisinde, Oxford University Press, New York.

Fama, E.F. (1984). Forward and spot exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319-338

Feldstein, M. and Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows, *Economic Journal*, 90, 314–329.

Feldstein, M. (1983). Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and in the Short Run, *European Economic Review*, 21(1-2), 129-151.

Feldstein, M. and Bacchetta, P. (1989). National Saving and International Investment, *NBER Working Paper*,No: 3164.

Feldstein, M. and Bachetta, P. (1991). National saving and international investment'. In: Bernheim, D., Shoven, J. (Eds.), *National Saving and Economic Performance*, The University of Chicago Press.

Ferreira, A. L., (2005). The Real Interest Rate Parity Hypothesis: an Investigation for Developed and Emerging Markets, Unpublished Phd. dissertation, The University of Kent, UK

Ferreira, A. L. and León-Ledesma, M. A. (2007). Does the Real Interest Parity Hypothesis Hold? Evidence for Developed and Emerging Markets, *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 364–382.

Fidrmuc, J. (2003). The Feldstein–Horioka puzzle and twin deficits in selected countries, *Economics of Planning*, 36 (2), 135-152.

Fouquau, J., Hurlin C. and Rabaud, I.(2008). The Feldstein-Horioka Puzzle: a Panel Smooth Transition Regression Approach. *Economic Modelling*, 25(2), 284-299.

Fountas, S. and J. Wu (1999). Testing for Real Interest Rate Convergence in European Countries, *Scottish Journal of Political Economy*, 46(2), 158–74.

Frankel, J.A (1976). A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence, *Scandinavian Journal of Economics*,78, 200-24.

Frankel, J. A. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials, *American Economic Review*, 69(4), 610-622.

Frankel, J.A. (1991). Quantifying International Capital Mobility In The 1980s, *NBER Working Paper*, 2856, 1–52.

Frankel, J.A. (1992). Measuring International Capital Mobility A Review, *American Economic Review*,82 (2), 197-202.

Franses, P.H., and van Dijk D. (2000). *Non-linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge Univ. Pres.

Fraser, P. and Taylor, M. (1990). Some Efficient Tests of International Real Interest Rate Parity, *Applied Economics*, 22(8), 1083-1092.

Froot, K. and Frankel, J. (1989). Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium, *Quarterly Journal of Economics*, 104, 139-161.

Gaab, W., Granziol, M. and Horner, M. (1986). On Some International Parity Conditions: An Empirical Investigation, *European Economic Review*, 30(3), 683-713.

Granger, C.W.J. and Teräsvirta, T. (1993). Modelling Nonlinear Economic Relationships. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press

Goodwin, B. and Grennes, T. (1994). Real Interest Rate Equalisation and the Integration of International Financial Markets, *Journal of International Money and Finance*, 13, 107–124.

Ghosh, A.R. (1995). International capital mobility among the major industrialized countries: Too little or too much, *Economic Journal*, 105, 107-128.

Gülay, E. (2008). Tasarruf ve Yatırım Arasındaki İlişkinin Sermaye Hareketliligi Üzerine Etkileri, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Basılmamış Yükseklisans Tezi, İzmir.

Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *The Econometrics Journal*,3, 148-161.

Hallwood, C. P. and R. Macdonald (1994), *International Money and Finance*, Blackwell Publishing.

Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis, *Econometrica*, 64, 413-430.

Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference, *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.

Harberger, A. C. (1980). Vignettes on the World Capital Markets, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 70, 331–337.

Harris, R. and R. Sollis (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley&Sons Ltd, England.

Haque, N. U. and Montiel, P. (1991). Capital Mobility in Developing Countries: Some Empirical Tests. *World Development*,19(10), 1391-1398..

Herbertsson, T. T. and Zoega, G. (1999). Trade Surpluses and Life Cycle Saving Behaviour, *Economics Letters*, 65, 227-237.

Herwartz, H. and Xu, F. (2010). A Functional Coefficients View of the Feldstein-Horioka Puzzle, *Journal of International Money and Finance*, 29, 37–54

Ho, T. W. (2003). The Saving-Retention Coefficient and Country Size: The Feldstein-Horioka Puzzle Reconsidered, *Journal of Macroeconomics*, 25, 387-396.

Ho, T. W. and Chiu R-L. (2001). Country Size and Investment-Saving Correlation: A Panel Threshold Error Correction Model, *Eastern Economic Journal*, 27, 481-491.

Hoffmann, M. (2004). International capital mobility in the long run and the short run: Can we still learn from saving-investment data?, *Journal of International Money and Finance*, 23, 113-131.

Holmes, M. and Maghrebi, N. (2004). Asian Real Interest Rates, Nonlinear Dynamics and International Parity, *International Review of Economics and Finance*, 13, 387-405

Holmes, M. and Wang, P. (2008). Real Convergence and the EU Accession Countries: A New Perspective on Real Interest Parity, *Journal of Emerging Market Finance,* 7(3), 215-236.

Holmes, M. J., Panagiotidis, T. and Otero, J. (2011). Real Interest Parity: A note on Asian countries using panel stationarity tests, *Journal of Asian Economics*, 22(6), 550–557.

Hollifield, B. and Uppal, R. (1997). An Examination of Uncovered Interest Rate Parity in Segmented International Commodity Markets, *Journal of Finance*, 52, 2145–2170.

Huang, Chao-Hsi (2010). International capital mobility: An alternative test based on intertemporal current account models, *International Review of Economics and Finance*, 19(3), 467-482.

Huisman, R., Koedijk, K., Kool, C. and Nissen, F. (1998). Extreme support for uncovered interest parity, *Journal of International Money and Finance*, 17(1), 211-228

Husted, S., (1992). The Emerging U.S. Current Account Deficit In The 1980s: A Cointegration Analysis, *The Review of Economics and Statistics* 74, 159-166.

Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin. Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115, 53-74.

Im, K, Lee, S.J. and Tieslau, M. (2005). Panel LM unit root tests with level shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 393-419

Jansen, W. J. (1996). Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model, *Journal of International Money and Finance,* 15, 749-78l.

Jansen, W.J. and Schulze, G. (1996). Theory-Based Measurement Of The Saving-Investment Correlation With An Application To Norway, *Economic Inquiry*, 34, (116–132).

Jansen, W. J. (1997). Can the intertemporal budget constraint explain the Feldstein-Horioka puzzle?, *Economic Letters,* 56, 77-83.

Jansen, W. J. (2000). International Capital Mobility, *Journal of International Money and Finance*, 19, 507-511.

Jenkins, M. and Madzharova, P. (2007). Real Interest Rate Convergence under the Euro, *Applied Economics Letters,* 15, 473-476.

Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.

Jorion, P. (1996). Does Real Interest Parity Hold at Longer Maturities?, *Journal of International Economics*, 40, 105-126.

Kapetanois, G., Shin, Y. and Snell, A. (2003). Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework, *Journal of Econometrics*, 112 (2), 359-379.

Kasuga, H. (2004). Saving-Investment correlations in developing countries, *Economics Letters*, 83, 371-376.

Kim, S. H. (2001). The Saving-Investment Correlation Puzzle Is Stil A Puzzle, *Journal Of International Money And Finance*, 20(7), 1017–1034.

Knot, K. and de Haan, J. (1995). Fiscal Policy and Interest Rates in the European Community, *European Journal of Political Economy*, 11, 171-187.

Kugler, P. and Neusser, K. (1993). International Real Interest Rate Equalization: A Multivariate Time-Series Approach, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 163-174.

Kumhof, M. (2001). International capital mobility in emerging markets: New evidence from daily data, *Review of International Economics*, 9, 626–40.

Krugman, P. R. and Obstfeld, M. (2006). *International Economics Theory-Policy*, Seventh Edition, Pearson Addison Wesley, 285-291.

Killian, L. and Taylor, M.P. (2003). Why Is It Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?, *Journal of International Economics*, 60, 85–107.

Kwaitkowski, D., Phillips, P., Schmidt, Y. and Shin, Y. (1992). Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-78.

Lanne, M., Lutkepohl, H. and Saikkonen, P. (2002). Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts, *Journal of Time Series Analysis*, 23, 667-685.

Leachman, L. (1990). Causality between Investment and Savings Rates: Inferences for the International Mobility of Capital among OECD Coutries, *International Economic Journal*, 4(3), 23-39.

Lee, J. and Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.

Levi, M.D. (2005). *International Finance*, Routledge Publishing, UK.

Levin, A., Lin, C. & Chu, C.J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, *Journal of Econometrics*, 108 (1), 1-24.

Levy, D. (2000). Investment-Saving Comovement and Capital Mobility: Evidence From Century Long U.S. Time Series, *Review Of Economic Dynamics*, 3(1), 100-136.

Maddala, G. S. and Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.

Madsen J, and Yang, B. (1998). Asymmetric price adjustment in a menu cost model, *Journal of Economics*, 68:295–309.

Mcleod, A. I. and Li, W. K. (1983). Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelations, *Journal of Time Series Analysis*, 4, 269-273.

Mamingi, N. (1997). Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: The Experience of Developing Countries, *Journal of Policy Modeling*, 19, 605-626.

Mark, N. (1985). Some Evidence on the International Inequality of Real Interest Rates, *Journal of International Money and Finance*, 4(2), 189-208.

Mark, Nelson C. (2001). *International Macroeconomics and Finance: Theory and Empirical Methods*, Blackwell Publishers.

Marston R. (1997). Test of three parity conditions: distinguishing risk premia and systematic forecast errors, *Journal of International Money and Finance*, 16(2), 285-303.

McCallum, Bennett T. (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity relationship, *Journal of Monetary Economics*, 33, 105-132

Melvin, M. (2003). *International Money and Finance.* Pearson Publishing, Boston.

Messe, R. and Rogoff, K. (1988). Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating Rate Period, *Journal of Finance*, 43, 933-48.

Mishkin, F. S. (1984a). Are Real Interest Rates Equal across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions, *Journal of Finance*, 39(5), 1345–1357.

Mishkin, F. (1984b). The Real Interest Rate: a Multicountry Empirical Study, *Canadian Journal of Economics*, 17(2), 283-311.

Moosa, I. and Bhatti, R. (1996). Some Evidence on Mean Reversion in Ex Ante Real Interest Rates, *Scottish Journal of Political Economy*, 43(2), 177-191.

Montiel, P. (1994). Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates. *World Bank Economic Review*, 8(3), 311-350,

Moreno, R. (1997). Saving-investment dynamics and capital mobility in the US and Japan, *Journal of International Money and Finance*, 16, 837-863.

Murphy, R.G. (1984). Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries, *Journal of International Money and Finance*, 3 (3), 327-342.

Murphy, R. G. (1986). Productivity Shock, Non-Traded Goods and Optimal Capital Accumulation, *European Economic Review*, 30, 1081-95.

Murthy, N.R.V. (2009). The Feldstein-Horioka Puzzle in Latin American and Caribbean Countries: A Panel Cointegration Analysis, *Journal of Economics and Finance*, 33, 176-188.

Nakagawa H. (2002). Real Exchange Rates and Real İnterest Rate Differentials: Implications of Nonlinear Adjustment In Real Exchange Rates, *Journal of Monetary Economics* 49(3), 629–649.

Obstfeld, M. (1985). Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement. *NBER Working Paper Series*, No: 1692.

Obstfeld, M. (1986). Capital mobility in the world economy: Theory and measurement. *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, 24, 55–103.

Obstfeld, M. and Rogoff K. (1995). The Intertemporal Approach to the Current Account. (Editör: G. Grossman ve K. Rogoff). *Handbook of International Economics*, III.

Obstfeld, M. and Rogoff, K. (1996). *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, Mass., London: MIT Press.

Obstfeld, M. And Rogoff, K. (2001). Perspectives on OECD economic integration. Global economic integration: Opportunities and challenges", Federal Reserve Bank of Kansas City, Annual Monetary Symposium.

Payne, J. E. and Kumazawa, R. (2006). Capital Mobility and the Feldstein-Horioka Puzzle: Re-Examination of Less Developed Countries, *The Manchester School*, 74, 610-616.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogenous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 653-670.

Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for Heterogenous cointegrated panels, *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.

Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration. Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.

Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385.

Pesaran, M. H. and Smith, R. (1995). Estimating long-run relationship from dynamic heterogeneous panel, *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (1999). Pooled mean group estimator of dynamic heterogeneous panels, *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.

Phillips, P. C.B., and Moon, H.R. (2000). Nonstationary panel data analysis: An overview of some recent developments, *Econometric Reviews,*19, 263-286.

Pipatchaipoom, O. and Norrbin, S. (2008). Is the Real Interest Rate Parity Condition Affected by the Method of Calculating Real Interest Rates?, *Applied Economics,*1466-4283.

Rogoff, K., (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.

Samuelson, P.A. (1952). The Transfer Problem and the Transport Costs: Analysis of Effects of Trade Impediments, *Economic Journal*, 64, 264-289

Sarno, L. and Taylor, M. P. (2001). Official intervention in the foreign exchange market: is it effective and, if so, how does it work, *Journal of Economic Literature*, 39(3):839–868.

Sarno, L. and Taylor, M. P. (2002). Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate, *IMF Staff Paper*, 49(1), 65-105.

Sarno, L., Taylor, M. P. and Chowdhury, I. (2004). Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study, *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 1-25.

Sercu, P., Uppal, R. and van Hulle, C. (1995). The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for the Tests of Purchasing Power Parity, *Journal of Finance*, 50, 1309–1319.

Seyidoğlu, H. (2003). *Uluslararası İktisat,* İstanbul: Güzem Can Yayınları.

Shitaba, A. and Shintani, M. (1998). Capital mobility in the world economy: An alternative test, *Journal of International Money and Finance*, 17, 741-756

Sinha, D. (2002). Saving-investment relationships for Japan and other Asian countries, *Japan and World Economy* 14, 1-23

Sinha, T. and Sinha, D. (2004). The mother of all puzzles would not go away, *Economics Letters*, 82, 259-267.

Sinn, S. (1992). Saving-investment correlations and capital mobility: On the evidence from annual data, *Economic Journal* 102, 1162-1170.

Stock, J. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, *Econometrica*, 55(5), 1035-1056.

Şimşek, N. (2008) *Türkiye'nin Endüstri-içi Dış Ticaretinin Analizi*, Beta Yayınları, İstanbul.

Teräsvirta, T. and Anderson, H. (1992), Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models, *Journal of Applied Econometrics*, 7, 119-36.

Tesar, L. (1991). Saving, Investment, and International Capital Flows, *Journal oj International Economics,* 31, 55-78.

Taylor, M. P. (1986). Covered Interest Parity: A High Frequency, High Quality Data Study, *Economica*, 54, 429-438.

Taylor, A.M. (1994). Domestic saving and international capital flows reconsidered. *NBER Working Paper*, No: 4892.

Taylor, A.M. (2001). Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price, *Econometrica*, 69(2), 473-498.

Taylor, A.M. (2002). A century of current account dynamics, *Journal of International Money and Finance*, 21(6), 725–748.

Taylor, A.M. (2006). Real exchange rates and purchasing power parity: mean-reversion in economic thought, *Applied Financial Economics*, 16:1–17.

Throop, A. (1994). International Financial Market Integration and Linkages of National Interest Rates, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 3-18.

Tobin, J. (1983). Comments on 'Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run, *European Economics Review,*21, 153-156.

Turanlı, S. (2008). Uluslararası Sermaye Akımlarının Analiz Ve Sermaye Hareketliliğinin Ölçülmesi: Teori Ve Türkiye İçin Bir Uygulama, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Basılmamış Yükseklisans Tezi, Ankara.

Vamvakidis, A. and Wacziarg, R. (1998). Developing Countries and the Feldstein-Horioka Puzzle, *IMF Working Paper Series,* No: 2.

Van Dijk, D., P.H. Franses & Boswijk, H.P. (2000). Asymmetric and Common Absorption of Shocks in Nonlinear Autoregressive Models. Research Report 2000-01/A, Econometric Institute, ErasmusUniversity, Rotterdam

Van Dijk, D., Teräsvirta, T. and Franses, P.H.(2002). Smooth Transition Autoregressive Models - A Survey of Recent Developments, *Econometric Reviews*, 21(1), 1-47.

Westerlund, J. (2006). Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 101-132.

Westerlund, J. and David L. Edgerton (2007). A panel bootstrap cointegration test, *Economics Letters*, 97, 185–190.

Willet, T. D., Keil, M. W. and Ahn, Y. S. (2002). Capital Mobility For Developing Countries May Not Be So High. *Journal of Development Economics*, 68, 421-434.

Wong, D. Y. (1990). What Do Savings–Investment Relationships Tell Us about Capital Mobility?, *Journal of International Money and Finance*, 9, 60–74.

Wu, J.-L. and Chen, S.-L. (1998). A Re-examination of Real Interest Rate Parity, *Canadian Journal of Economics*, 31(4), 837-851.

Wu, J.-L. and Fountas, S. (2000). Real Interest Rate Parity Under Regime Shifts and Implications for Monetary Policy, *Manchester School,* 68 (6), 685-700.

Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

## Özgeçmiş

**İbrahim ARISOY**

Çukurova Universitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü,
Dekanlık Binası I.Blok, Kat:3, Ofis No:322
01330 Sarıçam /ADANA
Tel: (0322) 338 72 55 / 176
e-posta : iarisoy@cu.edu.tr

## Eğitim

| Derece | Alan | Üniversite | Yıl |
|---|---|---|---|
| Doktora | İktisat | Çukurova Üniversitesi | 2011 |
| Yükseklisans | İktisat | Çukurova Üniversitesi | 2005 |
| Lisans | İktisat | Karadeniz Teknik Üniversitesi | 2001 |

## İş Deneyimi

2002- : Araştırma Görevlisi, Çukurova Üniversitesi, İktisat Bölümü, Adana.

## Bilimsel Yayınlar

**1)** "Türkiye'de Sanayileşme ve Temel Göstergeler Açısından Sanayinin Gelişimi" *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Yıl:2005/Cilt:14/Sayı:1, Sayfa: 45-67.

**2)** "Wagner Ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi" *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Yıl:2005/Cilt:14/Sayı:2, Sayfa: 63-80.

**3)** "Türkiye'de Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi (1950-2003)" *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni*, 2005/15

**4)** "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports in Turkey: A Disaggregated Approach" *ICE-TEA 2006*, Ankara, September 11-13, 2006 (Prof.Dr. Nejat Erk'le Birlikte)

**5)** "Türkiye'de Sanayi Sektörü-İktisadi Büyüme İlişkisinin Kaldor Hipotezi Çerçevesinde Test Edilmesi" *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni*, 2008/1.

**6)** "Tax Composition and Growth in Turkey: An Empirical Analysis" *European Public Choice Society Annual Meeting*, 8-11 April 2010, İzmir (Dr. İlter Ünlükaplan'la Birlikte).